

Arbeidsmarkedstiltakenes effekt på arbeidsledighet

Ragnhild Cecilie Haugen

13. november 2006

Økonomisk institutt

Universitetet i Oslo

”Den negative trenden i utstøting fra arbeidslivet skal snus. (...) Målet er et samfunn der alle kan delta ut fra sin arbeidsevne.”

Arbeids- og inkluderingsminister Bjarne Håkon Hanssen, 03.11.06 i forbindelse med lansering av Velferdsmeldingen.

Sammendrag

I denne oppgaven undersøkes effekten av aktive arbeidsmarkedstiltak på åpen ledighet på kort sikt. Tallmaterialet som danner bakgrunn for analysen er fylkesvise tall for perioden 1985-2005 fra Aetat. Det er effekter av tiltak rettet mot ordinære, arbeidsføre personer som søker etter arbeid som evalueres. Utgangspunktet for estimering er en empirisk spesifisering av Beveridgekurven som utledes fra matchingfunksjonen. Her forklares åpen arbeidsledighetsrate av andelen ledige stillinger og andelen av de arbeidsledige/arbeidsstyrken som deltar på arbeidsmarkedstiltak.

Ordinær minste kvadraters metode og en førstedifferanse modell med instrumentvariabler benyttes i analysen, som utføres i Stata 8.0/9.0. Enkelte spesifikasjoner vektes for å korrigere for heteroskedastisitet.

Resultatene er sammenliknet med enkelte funn i Kåre Johansen (2004). Til forskjell fra hans resultater i en av spesifikasjonene finner jeg ingen signifikant effekt av arbeidsmarkedstiltak og vakanserate på åpen ledighetsrate. Dette kan skyldes svake instrumenter. Bruken av instrumentvariabler varierer, og i tre spesifikasjoner finner jeg at tiltak har en signifikant, negativ effekt forskjellig fra null på åpen ledighetsrate. I spesifikasjonene med endogene forklaringsvariabler, de mest realistiske, finner jeg ikke grunnlag for å si at dimensjonering eller størrelsen på omfanget av tiltak har effekt på åpen ledighet. Jeg undersøker den marginale effekten av tiltak på åpen ledighet for forskjellige nivåer av henholdsvis andelen av arbeidsstyrken som er på tiltak og total ledighet. For et gitt nivå på den totale ledighetsraten, vil den gunstige effekten av å øke tiltakene med en enhet være avtakende etter som tiltaksraten økes. Denne avtakende effekten skyldes funksjonsformen. Når tiltaksraten økes med en enhet i min modell, vil åpen ledighetsrate reduseres med en enhet som en plasseringseffekt. I analysen finner jeg ingen gunstig effekt av tiltakene på arbeidsledighet som er like stor eller større enn plasseringseffekten.

Konklusjonen for analysen er at aktive arbeidsmarkedstiltak reduserer åpen ledighet, men arbeidsmarkedstiltak har ikke en ønsket effekt på ledighet utover plasseringseffekten. Hvor stor del av befolkningen som er på tiltak har ingen signifikant effekt. Generelt har jeg svake instrumenter i analysen, noe som kan være en av grunnene til at tiltak ikke alltid har signifikant, negativ effekt på åpen ledighet. En annen forklaring på varierende resultater er at ulike tiltak har forskjellige effekter, slik at nettoeffekten ikke er entydig.

Forord

Jeg vil spesielt takke veileder Harald Dale-Olsen for tett oppfølging og hjelp i arbeidet med masteroppgaven. Takk også til forskningsgruppa for Sysselsetting og arbeidsvilkår ved Institutt for samfunnsforskning (ISF) for nyttige innspill.

Analysene i oppgaven må ses i sammenheng med rapporten ”Analyse av dimensjonering av arbeidsmarkedstiltak for ordinære arbeidssøkere” (Dale-Olsen, Røed og Schøne (2006)), et resultat av prosjektet med samme navn som er finansiert av Arbeids- og inkluderingsdepartementet.

Interessen for temaet arbeidsmarkedstiltak ble vekket da jeg i desember 2005 skrev en artikkel i Smaalenenes Avis om kutt i tilskuddene til IØI Kompetansesenter i Askim, en attføringsbedrift som tilbyr opplæring gjennom arbeidstrening og kompetanseutvikling med støtte fra Aetat.

Møtet med noen av de som stod i fare for å miste tiltaksplassene sine gjorde inntrykk. Det var liten tvil om at det å gå på tiltak hadde en viktig psykologisk effekt: Det å ha et sted å gå til i hverdagen skapte struktur i hverdagen og gav selvtillit.

Arbeidsmarkedstiltakene kan ha flere målsetninger, men ofte er det mest sentrale målet å få deltakerne tilbake i arbeidslivet. Det er denne effekten jeg har forsøkt å se nærmere på i denne oppgaven.

Innhold

Sammendrag	i
1. Innledning	4
2. Teori	6
2.1 Søketeori og friksjoner	6
2.2 Matchingfunksjonen	6
2.3 Likevekten i arbeidsmarkedet	8
2.4 Beveridgekurven	9
2.5 Aktive arbeidsmarkedstiltak	12
2.6 Effekter av tiltak: positive eller negative?	13
2.7 Hypotese	17
2.8 Fra teori til empirisk spesifikasjon	17
2.9 Endogenitet og instrumentering	18
2.10 Heteroskedastisitet og veieing	20
3. Data	21
4. Deskriptiv statistikk	23
4.1 Gjennomsnitt og spredning	23
4.2 Utvikling over tid	24
4.3 Fylkesforskjeller	26
4.4 Den empirisk Beveridgekurven	27
5. Resultater	32
5.1 Sammenlikning med Kåre Johansen (2004)	32
5.2 Arbeidsmarkedstiltak som andel av arbeidsstyrke	35
5.3 Endogene forklaringsvariabler	37
5.4 Variasjon av tiltaksnivå/totalt ledighetsnivå	39
6. Konklusjon	41
7. Litteraturliste	45

1. Innledning

Aktive arbeidsmarkedstiltak har de siste 20 år vært et satsingsområde i arbeidsmarkedspolitikken i Norge.

I årene 1986 til 1990 brukte Norge 0,64% av bruttonasjonalproduktet (BNP) på aktive arbeidsmarkedstiltak. Utgiftsposten til aktive arbeidsmarkedstiltak utgjorde 52% av totale kostnader som ble brukt til arbeidsmarkedstiltak og tidlig pensjonering. I perioden 1991 til 1995 ble 1,28% av BNP brukt til aktive arbeidsmarkedstiltak, noe som utgjorde 72% av de totale utgiftene. I årene 1996 til 1999 hadde andelen av BNP som var øremerket til denne typen tiltak sunket til 0,56%. Dette utgjorde 52% av de totale arbeidsmarkedstiltakskostnadene (OECD i Calmfors, Forslund, Hemström (2002)).

I 2000 brukte Norge 0,74% av BNP på tiltak. I perioden frem til 2004 har tiltaksandelen steget til 0,85% (OECD i Dale-Olsen, Røed, Schøne (2006)).

Ifølge OECD var Norge i år 2000 det landet i Europa som satset mest på aktive arbeidsmarkedstiltak sammenlignet med passive. I dette året utgjorde utgiftene til aktive tiltak 67% av de totale offentlige utgiftene som var øremerket til arbeidsmarkedsformål (Raaum, Røed og Torp 2000).

I forhold til de øvrige nordiske landene, brukte imidlertid Norge minst penger på arbeidsmarkedstiltak som andel av BNP. I år 2001 brukte Norge eksempelvis 1.23 % av BNP på aktive arbeidsmarkedstiltak, og 0,79% av disse på aktive arbeidstiltak (OECD i Cahuc og Zylberberg (2004:641)).

Med dette som bakteppe, er det relevant å stille spørsmålet om hvilke effekter de aktive arbeidsmarkedstiltakene har. Denne typen tiltak kan påvirke arbeidsmarkedet både gjennom direkte og indirekte måter. For eksempel kan et arbeidsmarkedsorienteringskurs (AMO-kurs) endre en deltakers søkeatferd når han leter etter jobb. Mer aktiv leting etter jobber kan gjøre at han raskere kommer tilbake til arbeidslivet.

Fortregningseffekter er et eksempel på en indirekte effekt. Ved at tiltaksdeltakere får "tildelt" en jobb i en subsidiert bedrift, vil andre arbeidssøkende miste muligheten til å få nettopp denne jobben. Tiltaksdeltakeren fortrenger på denne måten annen arbeidskraft.

I denne oppgaven ønsker jeg å undersøke hvordan arbeidsmarkedstiltak påvirker åpen arbeidsledighet på kort sikt. Problemstillingen er:

- *Hvordan påvirker aktive arbeidsmarkedstiltak andelen personer som er helt arbeidsledige?*

For å undersøke dette problemet, vil jeg ta for meg en empirisk utgave av Beveridgekurven. Beveridgekurven sier noe om kombinasjonen av arbeidsledighet og arbeidstilbud, det vil si ledige stillinger når økonomien er i likevekt. For å utlede Beveridgekurven benyttes en enkel utgave av matchingfunksjonen. En grunnleggende antakelse er at antallet matcher i arbeidsmarkedet, det vil si innstrømningen av arbeidstakere til ledige stillinger, bestemmes av tre variabler. Disse er arbeidsledighetsraten, vakanseraten og ”matchingteknologien”. Matchingteknologien er en variabel som fanger opp friksjonene i arbeidsmarkedet. For eksempel er det rimelig å anta at en arbeidstaker vil bruke tid på å orientere seg i markedet når han er på utkikk etter jobb. Hvis man tenker seg at matchingfunksjonen er analog med en produktfunksjon, vil matchingteknologien være det samme som total faktorproduktivitet.

Når jeg i denne oppgaven undersøker tiltakenes effekt på arbeidsledighet, er det indirekte matchingteknologien og flyten i arbeidsmarkedet jeg ser nærmere på.

I litteraturen er det få empiriske studier av hvordan arbeidsmarkedstiltakene påvirker produktiviteten i matchingfunksjonen eller hvorvidt de skifter Beveridgekurven (Petrongolo og Pissarides (2001:399), Johansen (2004:2)).

En optimistisk hypotese kan være at tiltak som for eksempel bedrer og oppdaterer arbeidssøkernes kompetanse, hjelper dem med orientering i arbeidsmarkedet og vil forbedre flyten inn i ledige stillinger. Friksjonene reduseres ved at arbeidstaker og arbeidsgiver lettere finner en match.

Ifølge Calmfors, Forslund og Hemström (2002) er hovedmålet for aktive arbeidsmarkedstiltak vanligvis at antallet vellykkede treff for et gitt antall ledige stillinger og jobbsøkere økes.

Bedre flyt i arbeidsmarkedet vil rettferdiggjøre myndighetenes bruk av ressurser på aktive arbeidsmarkedstiltak.

2. Teori

2.1 Søketeori og friksjoner

Grunnlaget for den enkle matchingfunksjonen og Beveridgekurven som skisseres her er ”search-theoretic-models”¹ eller søketeori. I motsetning til neoklassisk arbeidsmarkedsteori² kan man med søketeori modellere friksjoner når det gjelder tidsbruk og kostnader ved å lete etter jobb.

Både for arbeidssøker og arbeidsgiver kan det oppstå friksjoner når en ledig jobb skal fylles. Friksjonene kan for eksempel bestå i at arbeidssøkeren bruker tid på å finne ledige jobber, eller at arbeidsgiveren må lete etter en potensiell arbeidstaker med de passende kvalifikasjonene (Cahuc og Zylberberg (2004)).

På grunn av friksjoner kan det være arbeidsledighet i et marked til tross for at det er i likevekt. Denne formen for arbeidsledighet kalles gjerne friksjonsledighet. Faktorer som er med på å bestemme friksjonsledigheten er for eksempel antall nykommere på arbeidsmarkedet, hvor ofte arbeidstakerne skifter jobb og hvor mange nye jobber som opprettes. Informasjonsflyten mellom arbeidstakere og arbeidsgivere samt hvor effektivt den arbeidsledige søker, spiller også inn hvor langvarig ledighetsperioden vil være.

Strukturledighet oppstår når det er endringer i næringer i en økonomi. Et eksempel er at industrisektoren reduseres mens andre sektorer vokser. For industriarbeideren som har mistet sin jobb, kan det ta tid å finne seg en ny jobb i en annen sektor hvor han mangler kompetanse og erfaring. Kanskje må han omskoleres eller flytte til en annen del av landet for å komme seg tilbake i arbeidslivet igjen. Strukturledighet kan på samme måte som friksjonsledighet eksistere i en økonomi hvor det er ledige jobber (Torp, Barth og Magnussen (1994)).

2.2 Matchingfunksjonen

Strømningene inn i arbeidsmarkedet kan modelleres ved hjelp av en aggregert matching-funksjon (M). M sier hvor mange ansettelser som oppnås for et gitt tidsintervall og er en

¹ Se Rogerson, Shimer og Wright (2004) for mer om søketeori.

² Se Cahuc og Zylberberg (2004) for mer om neoklassisk arbeidsmarkedsteori.

funksjon av antall arbeidsledige, vakanser og en gitt matching-teknologi. En enkel formulering av denne (Johansen (2004)):

$$(1) \quad M = M(U, V; A), M_U > 0, M_V > 0, M_A > 0$$

(1) Beskriver antallet matcher, det vil si hvor mange arbeidstakere og arbeidsgivere som finner hverandre i arbeidsmarkedet. Matchene er en funksjon av forholdet mellom matching-teknologien A, antallet arbeidsledige U og antallet vakanser V. Matchingteknologien A kan tolkes som "produktiviteten" i matching-prosessen, det vil si hvor effektivt en arbeidsgiver finner en passende arbeidstaker. A antas å være eksogen.

Standard forutsetninger for (1) er at den er kontinuerlig, større eller lik null, konkav og er homogen av grad 1 i U og V (Rogerson, Shimer og Wright (2004)). Gitt den siste forutsetningen kan vi uttrykke (1):

$$(2) \quad \frac{M}{L} = M\left(\frac{U}{L}, \frac{V}{L}; A\right) = M(u, v; A)$$

Ved å anta at alle arbeidere og alle arbeidsgivere er like, kan man anta at sannsynligheten for at en arbeidsgiver med ledige stillinger finner en ansatt er (Rogerson, Shimer og Wright (2004)):

$$(3) \quad \alpha_E = \frac{M(u, v; A)}{v} = M\left(\frac{u}{v}, 1; A\right) \equiv m(\theta; A), \theta = \frac{v}{u}$$

Ettersom vakanseraten i arbeidsmarkedet øker, reduseres sannsynlighet for at arbeidsgiveren finner en arbeidstaker.

Tilsvarende vil sannsynligheten for at en arbeidsledig finner en jobb og dermed går ut av gruppen arbeidsledige være:

$$(4) \quad \alpha_W = \frac{M(u, v; A)}{u} = \frac{v}{u} \frac{M(u, v; A)}{v} = \theta m(\theta; A)$$

(4) kalles også hasardraten (Cahuc og Zylberberg (2004:521)). Hvis ledighetsraten u øker, reduseres sannsynligheten for at den arbeidsledige finner en jobb.

Den aggregerte matchingfunksjonen vil ikke ta hensyn til individuelle handlinger, men er en samlet funksjon for eksempel for en næring, et fylke eller et land (Cahuc og Zylberberg

(2004:518)). Funksjonen er analog med andre aggregerte makrofunksjoner som for eksempel produksjonsfunksjonen.

For å illustrere hvordan matchingfunksjonen er aggregert, kan man betrakte ansettelsesprosessen med en urne-ball-modell (Petrongolo og Pissarides (2001:400)). Urnen er den ledige stillingen og ballen er arbeidssøkeren. En match oppnås når en urne fylles med en ball. Hvis det er slik at det er like mange urner som baller i økonomien, vil det ikke nødvendigvis være likevekt eller effektivitet. Det kan tenkes at noen jobber er mer attraktive enn andre. Da vil mange baller, det vil si arbeidssøkere, søke seg til en og samme urne.

2.3 Likevekten i arbeidsmarkedet

I en matchingmodell bestemmes likevekten av en stigende lønnssettingskurve, wage curve (WC) og en fallende arbeidsetterspørselskurve, labour demand (LD). På aksene i diagrammet måler vi stramheten i arbeidsmarkedet og lønn (Cahuc og Zylberberg (2004)).

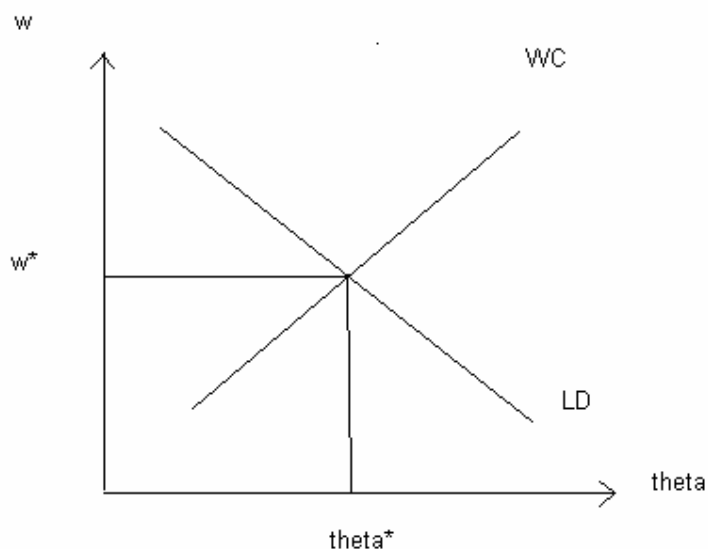
Lønnssettingskurven dannes ved å sette lønna lik den ansattes forhandlingsmakt i lønnsforhandlingen og de stønadene den arbeidsledige mottar/den arbeidslediges verdsetting av å ikke ha jobb. Det antas at prinsippet for hvordan arbeidstaker og arbeidsgiver deler profitten av en besatt stilling er Nash-bargaining. De to aktørenes forhandlingsmakt avgjør hvordan utfallet blir.

Arbeidsetterspørselskurven dannes ved at man antar likhet mellom forventet profitt av en besatt stilling og forventet gjennomsnittskostnad av en besatt stilling. Mer presist finner man forventet profitt ved å trekke lønn fra output/inntjening og måle dette i rente pluss ”job destruction rate”. Gjennomsnittskostnaden av en besatt stilling er kostnaden av en stilling per tidsenhet delt på matchingfunksjonen.

I skjæringen mellom de to kurvene dannes likevekten i arbeidsmarkedet og danner θ^* og w^* , henholdsvis likevekten for stramheten i arbeidsmarkedet og likevektslønna³, se figur 1.

³ For mer om bakenforliggende forutsetninger og videre utledning av WC og LD-kurvene, se Cahuc og Zylberberg (2004) kapittel 9.

Figur 1: Likevekten i arbeidsmarkedet.



2.4 Beveridgekurven

Beveridgekurven beskriver likevektsforholdet mellom arbeidsledighetsrate u og vakanserate v . Fra en enkel M -funksjon kan man utlede Beveridge-kurven (BC). M kan estimeres ved BC (Johansen (2004)). Fordelen med dette er at man ved å estimere BC bruker beholdningstall. Disse er generelt sett lettere tilgjengelig enn "flow"-tall, som kan være vanskelig å tallfeste (Petrongolo og Pissarides, 2001:408)

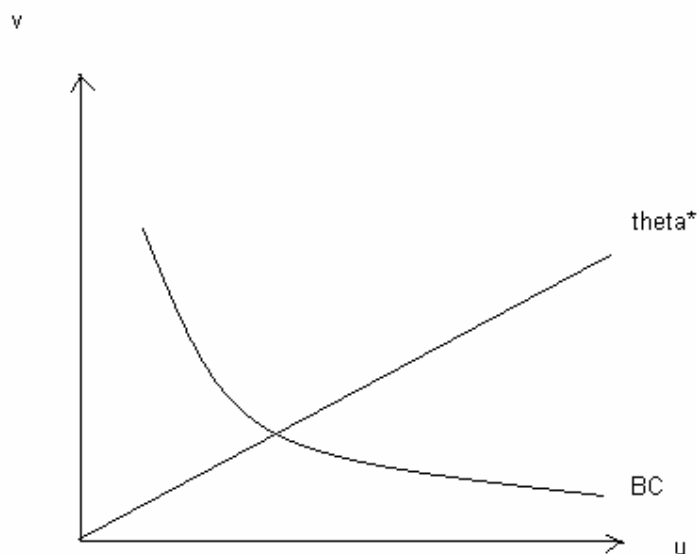
Separasjoner (S) i arbeidsmarkedet på et gitt tidspunkt er hvor mange som slutter eller mister sin jobb. s er separasjonsraten og totalt antall separasjoner kan dermed defineres som:

$$(5) \quad S = sL$$

I likevekt antar man at antall separasjoner er lik antall matcher, og vi får dermed matchingfunksjonen:

$$(6) \quad \frac{S}{L} = m\left(\frac{U}{L}, \frac{V}{L}; A\right) \Rightarrow s = m(u, v; A)$$

Figur 2: Beveridgekurven (BC)

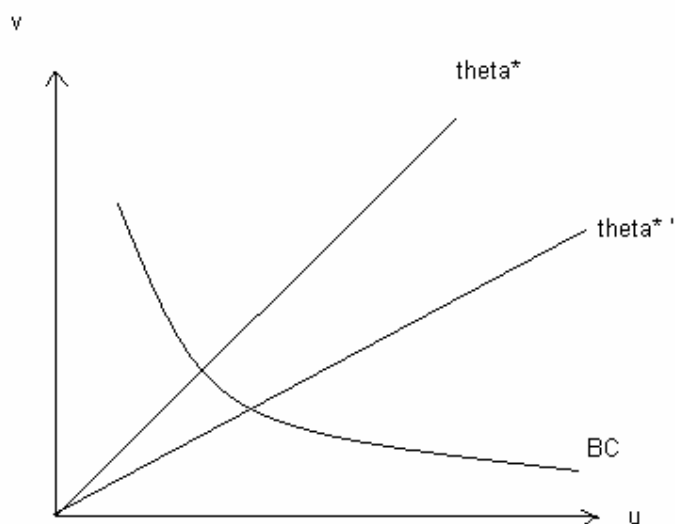


Langs BC i figur 2 er økonomien i likevekt, det vil si at det ikke er mistilpasning for eksempel i form av friksjonsledighet og/eller strukturledighet. Til høyre for BC er strømmingen ut av arbeidsledighet større enn innstrømmingen i arbeidsmarkedet, mens tilsvarende til venstre for BC er strømmen inn i arbeidsmarkedet større enn utstrømmingen (Torp, Barth og Magnussen (1994)).

BC er fallende i et uv-diagram, slik at når antall ledige stillinger øker vil arbeidsledigheten reduseres.

I steady state skjer bevegelser langs BC skjer når nye stillinger eller vakanser blir opprettet eller kuttes. Da endres $\theta = \frac{v}{u}$, som sier noe om hvor stramt arbeidsmarkedet er (labour market tightness). Når økonomien beveger seg fra A til B i Figur 3, vil arbeidsledigheten stige som en konsekvens av at færre nye stillinger blir opprettet. En annen årsak til at vi beveger oss fra A til B kan være at arbeidstakere mister jobben fordi arbeidsgivere må kutte stillinger.

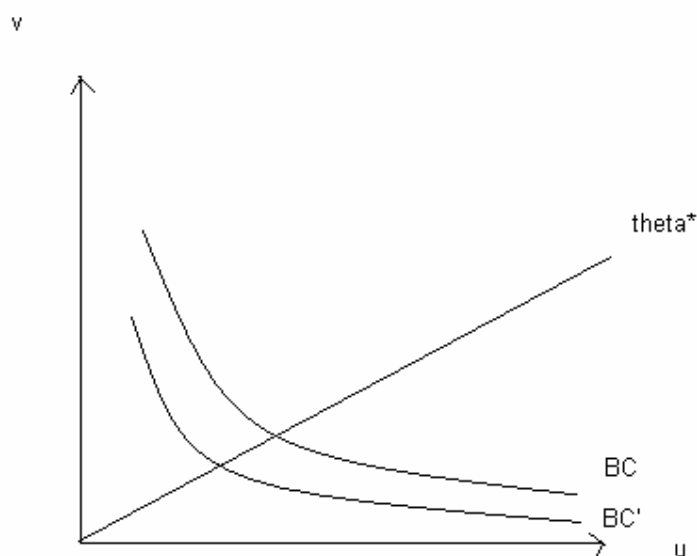
Figur 3: Skift i Beveridgekurven (BC)



En økning i matchingteknologi-parameteren A gjør at matching-effektiviteten øker, det vil si at arbeidsledige lettere kommer seg ut i jobb. Matchingprosessen blir mer ”produktiv” og BC skifter inn i diagrammet (BC til BC' i Figur 4). Da øker sysselsettingen og reallønn.

Intuisjonen bak er som følger: En bedrift vil vurdere forventede kostnader mot forventet inntekt ved å opprette en ny stilling. Inntekten av den nye jobben avhenger blant annet av hvor fort arbeidsgiver kan finne en passende arbeidstaker til stillingen. Forventet inntekt øker når matchingeffektiviteten øker fordi sannsynligheten for å fylle jobben øker. Sysselsettingen vil bli høyere fordi arbeidsgivere vil utlyse flere stillinger når den forventede avkastningen av en jobb øker.

Figur 4: Skift i Beveridgekurven (BC)



2.5 Aktive arbeidsmarkedstiltak

Arbeidsmarkedstiltakene kan kategoriseres i to grupper: aktive og passive.

Aktive arbeidsmarkedstiltak kan ha mange målsetninger fra beslutningstakerne, men generelt sett er hovedmålene å redusere arbeidsledighet og øke lønninger for personer som har vanskeligheter med å komme seg inn i arbeidsmarkedet.

Eksempler på passive tiltak er arbeidsledighetsforsikring⁴ og det å la arbeidstakeren gå av med pensjon før han når ordinær pensjonsalder.

OECD deler inn aktive arbeidsmarkedstiltak i fem hovedkategorier (Cahuc og Zylberberg, 2004:637):

1. Offentlige sysselsettingstjenester: Dette kan for eksempel være assistanse og rådgivning til arbeidsledige som søker jobber. Et av målene med dette tiltaket er å øke matchene mellom ledige jobber og arbeidssøkere.
2. Kvalifiseringstiltak. For eksempel klasseromsundervisning som gir generell eller spesifikk kompetanse. Målet er å redusere arbeidsledighet.
3. Kvalifisering for unge arbeidssøkere. Vanligvis er dette tiltaket en kombinasjon av klasseromsundervisning og opplæring i arbeidslivet. Målsetning er å redusere arbeidsledighet blant unge.
4. Subsidiering av sysselsetting. Dette er en betegnelse på mange forskjellige tiltak, for eksempel subsidier til arbeidsgivere ved ansettelse av en spesiell gruppe arbeidsledige eller oppretting nye jobber i offentlig sektor.
5. Tiltak for yrkeshemmede. Eksempler på dette er kvalifiseringstiltak eller egne jobber for yrkeshemmede.

Aetats klassifisering av tiltak for ordinære arbeidssøkere er noe annerledes. De fire første inngår i klassifiseringen, yrkeshemmede vil dermed ikke være med i analysen i denne oppgaven (Aetat 2005)⁵.

2.6 Effekter av tiltak: positive eller negative?

I modellen er total ledighet definert som åpen ledighet i tillegg til de som deltar på arbeidsmarkedstiltak. Hvis en arbeidsledig person begynner på tiltak, vil antallet helt arbeidsledige personer reduseres med en. Økes tiltaksraten med en enhet vil det være forventet at den åpne arbeidsledigheten reduseres tilsvarende som en direkte effekt. Denne direkte effekten kalles ”plasseringseffekten”. Effekten av tiltak på ledighet må være negativ

⁴ ”Arbidsledighetsforsikring” vil si at arbeidsgiveren vil få en sanksjon hvis han sier opp en ansatt, for eksempel at han må betale arbeidstakeren en fastsatt sum.

⁵ For mer om datamaterialet, se kapittel 3: Beskrivelse av data.

og større enn 1 i absoluttverdi hvis tiltakene skal ha en ønsket effekt utover den direkte plasseringseffekten.

Ifølge Raaum, Røed og Torp (2002) er den mest opplagte kanalen for effekter av arbeidsmarkedstiltak at tiltakene har virkning på deltakernes kompetanse og vilje til jobbsøking. Intensjonen er at deltakerne skal tilegne seg kunnskaper og ferdigheter som gjør dem mer attraktive i arbeidsmarkedet. Økt motivasjon og mer effektivitet i jobbsøkerprosessen bidrar til at tiltaksdeltakerne blir mer produktive. Da øker også sannsynligheten for at de får jobb.

På den annen side kan tiltakene gjøre at søkerne ikke søker like aktivt etter arbeid. En årsak kan være at deltakerne ønsker å fullføre kurset og da ikke har anledning til å søke etter jobb. Det kan også tenkes at tiltakene gjør deltakerne mer kresne, noe som også kan dempe søkeaktiviteten. Dette er et eksempel på innlåsnings effekter som ikke reduserer ledighet.

En annen årsak til at arbeidsmarkedstiltak ikke nødvendigvis vil redusere arbeidsledighet er problemer med å tilpasse tiltakene til den enkelte. I et distrikt kan kvalifikasjonene til tiltaksdeltakerne være svært forskjellige. Det vil ofte være organisatoriske vansker med å utvikle effektive og hensiktsmessige tiltak for alle gruppene av arbeidssøkere. For de som administrerer tiltakene vil det være vanskelig å velge ut passende arbeidssøkere til de forskjellige tiltakene. Problemer med organisering og utvalg kan tenkes å være forskjellige ut i fra hvor stor andel av befolkningen som er på tiltak.

I tillegg til de direkte effektene av tiltak kan det også oppstå indirekte effekter. Ut i fra en generell likevekts-kontekst nevnes det i litteraturen fire hovedgrupper av indirekte effekter (Calmfors (1994) i Cahuc og Zylberberg (2004)):

1. Fortrengningseffekter: Et eksempel på dette kan være at et selskap ansetter flere og dermed øker sine markedsandeler i bransjen. Dette vil gå på bekostning av andre konkurrerende bedrifter som ikke kan bruke tiltaksdeltakere som arbeidskraft.
2. "Windfall effects": For eksempel at en bedrift vil ansette flere uansett om de får pålegg om det fra myndighetene eller ikke. Subsidien som bedriften får i form av støtte til å ansette flere vil da fungere som en ekstra bonus for bedriften.
3. Substitusjonseffekter: Den tiltenkte målgruppen som de nye jobbene er myntet på presser andre arbeidstakergrupper ut av markedet. Et eksempel kan være unge arbeidstakere foretrekkes fremfor arbeidstakere i andre aldersgrupper.

4. Skatteeffekter: Kostnadene forbundet med å finansiere tiltakene vil påvirke de som må betale for tiltakene i form av skatter. Dette vil generelt påvirke deres beslutninger, for eksempel tilpasningen deres i arbeidsmarkedet.

En viktig indirekte effekt er dessuten påvirkningen på lønnsdannelsen. Ved å anta at det er attraktivt å delta på tiltak sammenliknet med det å være helt ledig, kan tiltak redusere velferdstapet ved å være arbeidsledig. Da vil lønnspresset forsterkes. Hvis det er slik at tiltakene gjør deltakerne til mer aktive arbeidssøkere, kan tiltakene gjøre at lønnspresset øker. Omfattende tiltaksaktivitet som er påtvunget kan på den annen side gjøre det mindre attraktivt å være arbeidsledig og tiltakene virker lønnsdempende. Ut i fra teorien er det vanskelig å si noe om nettoeffekten på lønnspresset (Raaum, Røed og Torp (2002)).

”Study of the effectiveness of ALMPS” er en systematisk analyse av mer enn 100 evalueringer av arbeidsmarkedstiltak i Europa, hovedsakelig i årene etter 1990. Sammenfatningen viser at kvalifiseringstiltak ikke har en entydig effekt på sysselsetting. Forfatterne konkluderer med at denne tiltaksformen har moderat sannsynlighet for å øke sysselsettingen. Likevel er dette den formen for tiltak som er mest vanlig i Europa i dag. Videre viser mange av studiene at innlåsnings effekter⁶ er svært vanlige i forbindelse med kvalifiseringstiltak.

Incentivprogrammer i privat sektor og ”services and sanctions”⁷ viser på sin side signifikant bedre effekt på sysselsettingen enn kvalifiseringstiltak. Det er 40-50% mer sannsynlig at denne typen programmer reduserer ledighet enn kvalifiseringstiltak.

Direkte sysselsettingsprogrammer i offentlig sektor, det vil si opprettelse av nye jobber, er sjelden effektivt. Tiltaket skader ofte deltakernes sjanser for å få jobb når de er ferdig med programmet.

Analysen i ”Study of the effectiveness of ALMPS” viser at aktive arbeidsmarkedstiltak rettet mot unge har liten effekt. Mer spesifikt er det mellom 40 og 60 prosentpoeng lavere sannsynlighet for å rapportere positive effekter av tiltak for unge enn tiltak rettet mot den øvrige delen av befolkningen (Kluve et al. (2005)).

Forfatterne legger vekt på at det er vanskelig å finne klare mønstre for hvordan tiltaksformene virker. Tar man hensyn til hva slags type tiltak man evaluerer, er det liten systematisk sammenheng mellom hvor effektivt det er og hvilken kontekst det benyttes i.

⁶ Innlåsnings effekter, vil si at de arbeidssøkende reduserer søkeaktiviteten i forbindelse med deltakelse på arbeidsmarkedstiltak.

⁷ ”Services and sanctions” vil si alle tiltak med formål å øke søkeeffektiviteten til arbeidssøkerne.

Eksempler på dette er hvilket land tiltaket iverksettes, tidsperiode, makroøkonomiske forhold og andre karakteristika med arbeidsmarkedet.

Calmfors, Forslund og Hemström (2002) er en sammenfatning av mikro- og makroøkonomiske evalueringer av aktive arbeidsmarkedstiltak hovedsakelig fra 1990-årene, og legger vekt på tiltakseffekter på sysselsetting. De svenske funnene sammenliknes med makroøkonomiske studier fra de øvrige OECD-landene.

En av konklusjonene i Calmfors, Forslund og Hemström (2002) er at aktive arbeidsmarkedstiltak i Sverige i 1990-årene ikke har hatt positive effekter på matchingeffektiviteten. Studier fra 1980-årene viste på sin side at tiltak hadde positive effekter på sysselsetting og lønnsnivå. Makroøkonomiske studier som tar for seg geografisk mobilitet viser at aktive arbeidsmarkedstiltak har innlåsnings effekter på arbeidskraft.

Survey-studier og økonometriske, makroøkonomiske studier indikerer at opprettelse av nye jobber i stor grad fortrenger ordinær arbeidskraft. Kvalifiseringsprogrammer har ikke denne effekten. For de økonometriske studiene er denne fortrengningseffekten større enn survey-studiene, med en effekt på 60-70 prosent mot 15-40 prosent.

Mange av de svenske studiene har sett på effekt på lønn, men resultatene for hvordan tiltak påvirker lønnssetting trekker ikke i en retning. Mange studier finner at økt bruk av tiltak gir økt lønnspress. Like mange studier har funnet at økt tiltaksbruk ikke har signifikant effekt, mens færre studier konkluderer med at økt bruk av tiltak reduserer lønnspress. Forfatterne oppsummerer med at det er usannsynlig at de svenske arbeidsmarkedstiltakene har redusert lønnspress, men det er uklart om de har økt lønnspresset eller ikke hatt noen effekt i det hele tatt.

Makrostudier som har tatt for seg nettoeffekter på sysselsetting og ledighet konkluderer med at økning i aktive arbeidsmarkedstiltak reduserer åpen ledighet. På den annen side konkluderer ikke disse studiene med at tiltak reduserer total ledighet. Enkelte studier konkluderer med at økning av aktive arbeidsmarkedstiltak øker total ledighet.

Når det gjelder dimensjoneringen av tiltak, legger Calmfors, Forslund og Hemström (2002) vekt på at tiltak ikke bør ekspanderes kraftig hvis ikke den rette infrastrukturen finnes. Har man ikke ressurser til å gi hensiktsmessig opplæring til en tiltaksdeltaker ut i fra hans tidligere kvalifikasjoner, bør ikke tiltaksandelen økes. Den marginale nytten av tiltak vil da være avtakende. Tiltak vil dessuten være ineffektive i nedgangstider når etterspørselen etter arbeidskraft er lav. Calmfors, Forslund og Hemström (2002) anbefaler ikke å bruke tiltak til å støtte de med lav inntekt i lavkonjunkturer, og viser til nedslående resultater ved denne bruken av tiltak i Sverige på 1990-tallet.

2.7 Hypotese

I analysen vil jeg se på tiltakene samlet under ett og konsentrere meg om effekten på åpen arbeidsledighet. Ut i fra de foregående avsnittene fremgår det at virkningen av arbeidsmarkedstiltak samlet sett er ikke entydig. Tiltakseffekten kompliseres ved at noen tiltak reduserer ledighet, enkelte tiltak ikke har noen signifikant effekt på sysselsettingen og dessuten at det er en rekke indirekte effekter av tiltakene.

Det vil derfor være vanskelig å anta noe om den kvalitative effekten eller effektens størrelse ut i fra generell teori og empiri. Siden den tiltenkte effekten av arbeidsmarkedstiltak er å redusere arbeidsledighet, vil jeg likevel ha dette som min alternative hypotese, H1. Videre vil jeg spesifisere en hypotese om at nivået av arbeidsmarkedstiltak har effekt på arbeidsledighet.

H0: Arbeidsmarkedstiltak endrer ikke/har ingen signifikant effekt forskjellig fra 0 på arbeidsledighet.

H1: Arbeidsmarkedstiltak reduserer/øker/har en signifikant effekt forskjellig fra 0 på arbeidsledighet.

H2: Nivået av arbeidsmarkedstiltak reduserer/øker/har en signifikant effekt forskjellig fra 0 på arbeidsledighet.

2.8 Fra teori til empirisk spesifikasjon

Ut i fra 2.6 og som i Johansen (2004) vil jeg anta⁸:

$$(7) \quad A = A(LMP), A_{LMP} > 0$$

A er matchingteknologien og LMP er Labour Market Programs, arbeidsmarkedstiltak. Ved å substituere dette inn i (6) og løse likningen for arbeidsledighetsrate u:

$$(8) \quad u = u(v, LMP), u_v < 0, u_{LMP} < 0$$

Dette vil være utgangspunktet for den empiriske spesifikasjonen i analysen. Jeg vil estimere en log-lineær relasjon mellom arbeidsledighetsrate, vakanserate og tiltaksrate. En underliggende antakelse for relasjonen er at matchingfunksjonens form er Cobb-Douglas (Petrongolo og Pissarides, (2001:409), Cahuc og Zylberberg (2004:520)).

⁸ I Johansen (2004) antas det at matchingteknologien A også er en funksjon av langtidsledighet. Disse tallene er imidlertid ikke tilgjengelige, så estimeringen vil bli foretatt uten denne variabelen.

Utgangspunktet er en minstekvadraters metode-modell (OLS) med eksogene forklaringsvariabler. Fotskrift i angir fylke og fotskrift t angir tid. Følgende spesifisering estimeres:

$$(9) \quad \ln(u_{it}) = \alpha + \beta_1 \ln(v_{it}) + \beta_2 LMP_{it} + f_i + \eta_t + \varepsilon_{it}$$

LMP er en generell betegnelse på arbeidsmarkedstiltak. η_t er tidsspesifikke effekter og f_i er fylkesspesifikke effekter. Jeg antar standard forutsetninger for modellen. Det kontrolleres for utelatte tidsspesifikke effekter skift i BC som er felles for alle fylker (årsdummies). En første differanse modell (FD) vil også estimeres:

$$(10) \quad \Delta \ln(u_i) = \beta_1 \Delta \ln(v_i) + \beta_2 \Delta LMP_i + \Delta \eta + u_i$$

Tolkningen til koeffisientene vil da være den samme.

Jeg vil variere bruken av forklaringsvariabler noe. Ved å utvide modellen med det kvadratleddet for tiltak, kan jeg teste hypotesen om *nivået av tiltak* har en signifikant effekt på arbeidsledighet. OLS vil da se slik ut:

$$(11) \quad \ln(u_{it}) = \alpha + \beta_1 \ln(v_{it}) + \beta_2 LMP_{it} + \beta_3 (LMP_{it})^2 + \eta_t + f_i + \varepsilon_{it}$$

Tiltaksraten måles på to måter. Analysen som sammenliknes med Johansen (2004) måles som andel av total ledighet:

$$(12) \quad \text{ANDEL } lmp = \frac{LMP}{LMP + U}.$$

I de øvrige spesifiseringene måles tiltakene som prosentandel av arbeidsstyrken fordi jeg synes det da er enklere å tolke koeffisienten:

$$(13) \quad lmp = \frac{100 * LMP}{L}.$$

2.9 Endogenitet og instrumentering

At forklaringsvariablene er endogent bestemt kan sies å være et mer realistisk utgangspunkt. Hvor mange tiltaksplasser som opprettes vil sannsynligvis avhenge konjunktorene. Mer spesifikt kan disse faktorene for eksempel være hvor høy arbeidsledighet det er og hvilke partier som har regjeringsmakt. Tilsvarende vil antallet ledige stillinger for eksempel være bestemt av om økonomien er i en høykonjunktur eller en lavkonjunktur.

Både tiltaksrate og vakanserate vil bli forsøkt instrumentert i første differanse-modellene. Sett at man ønsker å instrumentere aktive arbeidsmarkedstiltak (LMP_{it}) med et

instrument (z_{it}). Det er to krav som må oppfylles for at et instrument skal bli regnet som gyldig (Biørn (2003)):

1. Instrumentet må være korrelert med den variabelen den er et instrument for.
2. Instrumentet må være ukorrelert med restleddet.

Mer formelt kan dette uttrykkes som:

$$(14) \quad \begin{aligned} &1. \text{cov}(LMP_{it}, z_{it}) \neq 0 \\ &2. \text{cov}(z_{it}, \varepsilon_{it}) = 0 \end{aligned}$$

Instrumentene jeg benytter vil være en vektor av de laggede variablene arbeidsledighetsrate, vakanserate og tiltaksrate. På samme måte som i Kåre Johansen (2004) vil det første instrumentet være de endogene variablene to perioder tilbake. Videre vil instrumentene være 3. og 4. lag av de tre endogene variablene. Det er sannsynlig at nivåene av tiltak, vakanserate og arbeidsledighet 2, 3 og 4 år tilbake er med på å forklare dagens tiltaksnivå og antallet ledige stillinger.

For å forsøke å si noe om disse to kravene er oppfylt og dermed om instrumentenes kvalitet, rapporteres følgende tre testobservatorer: Anderson, Hansen J. og Cragg-Donald.

Anderson kanonisk korrelasjon Lagrange ratio test: 0 hypotesen i denne testen er at instrumentene ikke identifiserer regresjonslikningen, det vil si at den er underidentifisert.

Ved instrumentering er det ønskelig å forkaste 0-hypotesen. En tommelfingerregel er at denne testobservatoren skal ha et signifikansnivå som er under 0,10. Når 0-hypotesen forkastes vil instrumentene tilfredsstille minimumskravet til identifikasjon og dermed gyldige instrumenter.

Hansen J.: Dette er en test for overidentifiseringsrestriksjoner som fungerer som en test for feilspesifikasjon. Testen måler om instrumentene har en egen forklaringskraft i likningen utover bidraget gjennom de endogene variablene som instrumenteres. Vi ønsker å beholde 0-hypotesen som sier at det ikke forekommer overidentifikasjon. Det vil si at man med rette har ekskludert instrumentene fra selve regresjonslikningen. Det er ønskelig at denne testobservatoren skal være så lav som mulig, en tommelfingerregel er et signifikansnivå på over 0,10. Hvis 0-hypotesen forkastes, kan det implisere at instrumentene har en forklaringskraft på den avhengige venstresidevariabelen utover bidraget gjennom de endogene høyresidevariablene som instrumenteres.

Cragg-Donald(N-L)*minEval/L2 F-stat: Denne testobservatoren sier noe om styrken på instrumentene når man har flere endogene høyresidervariabler. Hvor stor testobservatoren bør være for at instrumentene skal regnes som gode, avhenger av antall variabler som

instrumenteres og antall instrumenter. Hvis instrumentene er svake, blir parameterestimaterne skjeve mot OLS (Stock og Yogo (2002)).

2.10 Heteroskedastisitet og veiing

Det kan argumenteres for at det er heteroskedastisitet i datamaterialet. Heteroskedastisitet vil si at vi har brudd på forutsetningen om at variansen til feilleddet er konstant (Biørn (2003)). Det vil si at minst en av variansene til feilleddene er forskjellig fra de øvrige. Alle variablene i modellen er målt i gjennomsnittet av arbeidsstyrken i hvert fylke. Siden arbeidsstyrken ikke er fast men er forskjellig mellom fylker for et gitt tidspunkt t , vil ikke variansen til feilleddet være konstant. For eksempel uttrykker ledighetsraten hvor mange som er ledige som gjennomsnitt av alle i arbeidsstyrken i et fylke. Hvis hver personobservasjon som inngår i fylkesgjennomsnittet antas å ha konstant varians, vil fylkesgjennomsnittene ha avtakende varians med størrelsen på arbeidsstyrken i fylket. Dette er et argument for å veie hver observasjon med arbeidsstyrken i fylket.

Ved heteroskedastisitet vil vi få ugyldige testobservatorer, og da vil vi få feil standardavvik til parameterestimater og tester i regresjonen. Enkelte estimeringer vil derfor bli veiet i analysen. Det påpekes at jeg ved estimering ber om robuste standardfeil, det vil si en generell korrigering for heteroskedastisitet. Når man kan argumentere for at man kjenner kilden til heteroskedastisitet, slik som antydnet i begynnelsen av avsnittet, kan det likevel være nyttig å veie regresjonene.

3. Data

Data benyttet i denne oppgaven kommer fra Aetat⁹, og publiseres i Aetats historiske statistikk. Utgangspunktet for den empiriske analysen er beholdnings-tall for fire variabler: åpen ledighet, antallet ordinære tiltaksdeltakere, ledige stillinger og arbeidsstyrke. Beholdningstall vil si hvor mange som ved utgangen av måneden for eksempel er registrert som arbeidsledige.

Vi ser på årlige data for hver av landets 19 kommuner. Måleenheten for panelet¹⁰ er dermed fylke*år og tidsserien varer fra 1985 til 2005. Antall observasjoner for hver variabel er $19 \cdot 21 = 399$.

Åpen ledighet vil si personer som i Aetats databaser er registrert som uten noen form for inntektsgivende arbeid de siste to ukene, det vil si arbeidsledige personer som ikke deltar i arbeidsmarkedstiltak.

De ordinære tiltakene er rettet mot personer som er arbeidsføre og som søker inntektsgivende arbeid ved Arbeids- og Velferdetaten (NAV). Yrkeshemmede i ordinære tiltak inkludert i tallene i årene før 1996, men ikke i perioden etter dette.

Aetat deler ordinære tiltak inn i disse hovedgruppene (Aetat (2005:5)):

1. Sysselsettingstiltak i offentlig virksomhet: Alle tiltak som iverksettes i offentlig sektor.
2. Lønnstilskudd til arbeidsgivere: Dette er en subsidie som betales arbeidsgivere som ansetter personer som har problemer med å komme inn i arbeidslivet. Lønns- og arbeidsbetingelser er ordinære og deltakerne utfører vanlig arbeid. Tiltaket benyttes i offentlig og privat sektor. Hvor stor del av lønnen subsidien utgjør og varighet varierer, men maksimalt kan tilskuddet utgjøre 50% av lønnen i 12 måneder.
3. Arbeidsmarkedsopplæring: Arbeidsmarkedsorienteringskurs (AMO-kurs) er det viktigste tiltaket i denne gruppen. Dette er i hovedsak korte, yrkesrettede kurs som skal kvalifisere arbeidssøkere til ledige stillinger. I tillegg kan også tiltaket være et virkemiddel for å hindre utstøting av personer som står i fare for å falle ut av arbeidslivet. Varigheten av AMO-kurs er opptil 10 måneder.

⁹ 1. juli ble Aetat og Trygdeetaten slått sammen til Trygde- og Velferdeetaten (NAV). Siden data stammer fra før sammenslåingen, refereres kilden som Aetat.

¹⁰ Paneldata vil si at vi har flere observasjoner av samme enhet, i dette tilfellet er enheten fylke*år.

4. Praksisplass/arbeidstreningstiltak: Tiltaket gir arbeidstrening som er tilrettelagt for den enkelte, og deltakerne får oppfølging underveis. Målsettingen er å prøve ut den enkeltes egnethet på arbeidsmarkedet, øke arbeidserfaringer og styrke arbeids- og utdanningsmuligheter. Praksisen skjer i skjermet eller annen bedrift.
5. Vikarplasser: Dette er et midlertidig sysselsettingstiltak som gir arbeidserfaring til personer som er i fare for å bli varig utestengt fra arbeidsmarkedet.

Variablene åpen ledighet, antall personer på ordinære tiltak og ledige stillinger er årsgjennomsnitt. Det vil si variablene er generert ved å lage gjennomsnitt over året med månedlige data som utgangspunkt for hvert av landets 19 fylker. Arbeidsstyrken er målt i januar for hvert av årene.

Ved å ta utgangspunkt i Aetats nivå-tall og antall prosent helt ledige, har det vært mulig å generere nivå-tall for arbeidsstyrken. Formelen som er benyttet:

$$(15) \quad \frac{U}{L} = u \Rightarrow \frac{U}{u} = L$$

U er antall helt ledige, u er ledighetsrate og L er arbeidsstyrke.

For årene 1985 til og med 1996 er de ordinære tallene fra Aetats database ”beholdning vakanser” benyttet som ledige stillinger. I perioden 1997-2005 er variabelen imidlertid generert med utgangspunkt i stillinger som har vært annonsert i media. I disse årene har det vært en tendens til overrapportering av ledige stillinger i Aetats database. Dette skyldes opptrapping av Aetats engasjement på korttidsmarkedet i perioden 1997 til 2000 og etter dette en påfølgende nedtrapping i registreringen av vakanser (Aetat 2005). Antallet vakanser annonsert i media vil dermed gi et mer reelt bilde av beholdningen av ledige stillinger i perioden. ”Etter 1997 har derfor utviklingen i antall ledige stillinger annonsert i media gitt et bedre bilde av etterspørselen etter arbeidskraft enn utviklingen i totalt antall ledige stillinger” (Aetat 2005:7).

4. Deskriptiv statistikk

I dette avsnittet ser jeg nærmere på fordelingen til de fire variablene. Siden det er vakanserate og åpenledighetsrate som er de to mest interessante variablene for min analyse, ser jeg også på hvordan disse utvikler seg over tid.

4.1 Gjennomsnitt og spredning

Arbeidsstyrken er i gjennomsnitt 117 038 for de 19 fylkene. Norge er et land med stor forskjell mellom befolkningen og dermed også arbeidsstyrken i fylkene, en forskjell som kommer tydelig frem ved å se på laveste og høyeste observasjon.

Vakanseratens gjennomsnitt er 0,34% i tidsserien. Standardavviket er lavt og forskjellen mellom laveste og høyeste observasjon er ikke svært stor.

Gjennomsnittlig åpen ledighetsrate er 3,6% i tidsserien. Til tross for at maksimumsverdien er høy med 10,6%, ser vi fra standardavviket at spredningen ikke er like stor. Det vil si at det er enkelte og få observasjoner som er så høye som 10,6%.

Gjennomsnittlig tiltaksrate er 1,3 % av arbeidsstyrken. Standardavviket er lavt og det er relativt stor spredning mellom laveste og høyeste observasjon.

Tabell 1

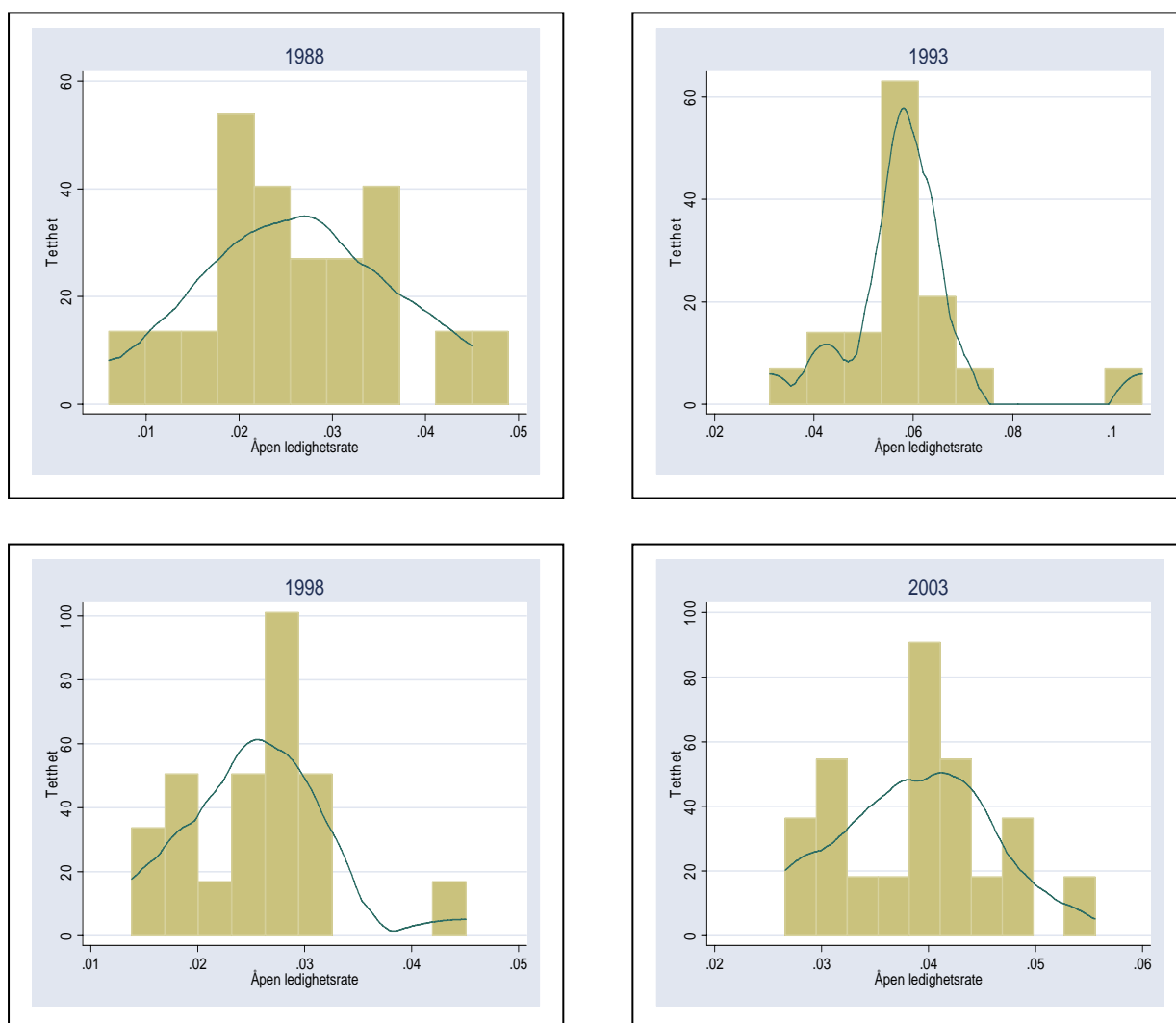
	Observasjoner	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum
Arbeidsstyrke	399	117038,2	63216,97	37081,08	310000
Vakanserate	399	0,003	0,002	0,001	0,015
Åpen ledighetsrate	399	0,036	0,014	0,003	0,106
Tiltaksrate	399	0,013	0,011	0,001	0,059

4.2 Utvikling over tid

Disse figurene viser fordelingen til åpen ledighet for landets 19 fylker over fire utvalgte år for å få ett inntrykk av hvordan ledighetsraten utvikler seg over tidsserien. Legg merke til at enhetene på aksene varierer noe for de fire årene.

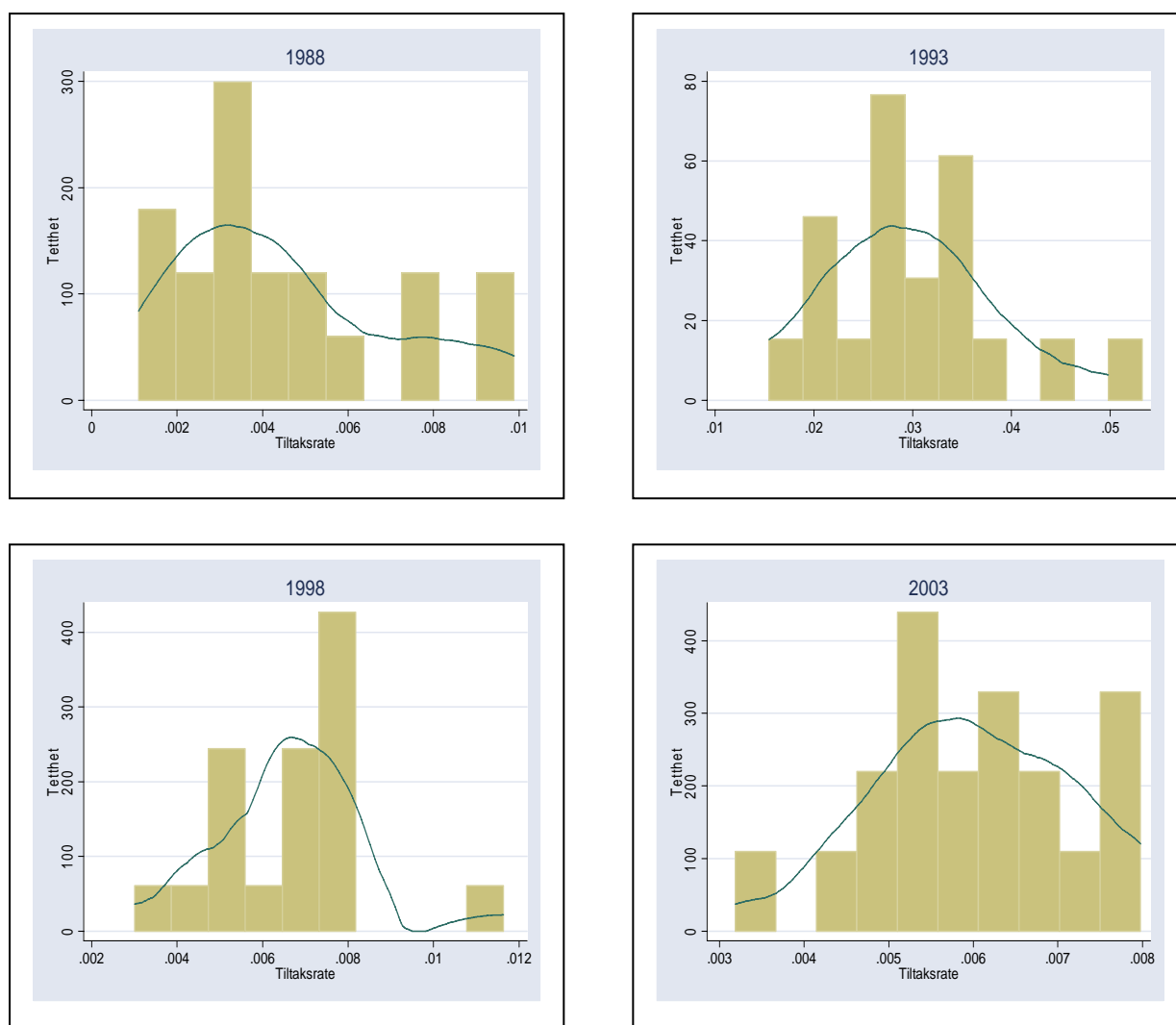
I 1988 lå gjennomsnittet på rundt 3%. Enkelte fylker hadde en åpen ledighetsrate på 5%. I 1993 var ledigheten høyere og vi ser at en stor del av observasjonene samlet seg rundt 6%. Enkelte fylker opplevde en ledighet på hele 10%. Dette må ses i sammenheng med lavkonjunkturen i begynnelsen av 90-årene. I 1998 hadde situasjonen på arbeidsmarkedet bedret seg, og vi ser at hovedtyngden av observasjonene ligger mellom 2 og 3%. I 2003 var arbeidsledigheten igjen noe høyere.

Figur 5



Figurene viser utviklingen til tiltaksraten i fire utvalgte år i tidsserien. Ved sammenligning er det nødvendig å merke seg at x-aksene har en skala som varierer noe. I 1988 ser vi at fordelingen er venstreskjev og at de fleste fylkene har en tiltaksrate mellom 2 og 5 %. Enkelte fylker har en tiltaksrate på 8 til 10%. I 1993 ser vi at tiltaksraten fordeler seg mer på midten, men en titt på aksene viser at hovedtyngden av observasjonene ligger rundt 3%. I 1998 ligger tiltaksraten høyere med en hovedtyngde på ca 7 %. Figuren viser at det er spredning i tiltaksraten fylkene imellom. I 2003 er tiltaksraten generelt sett noe lavere.

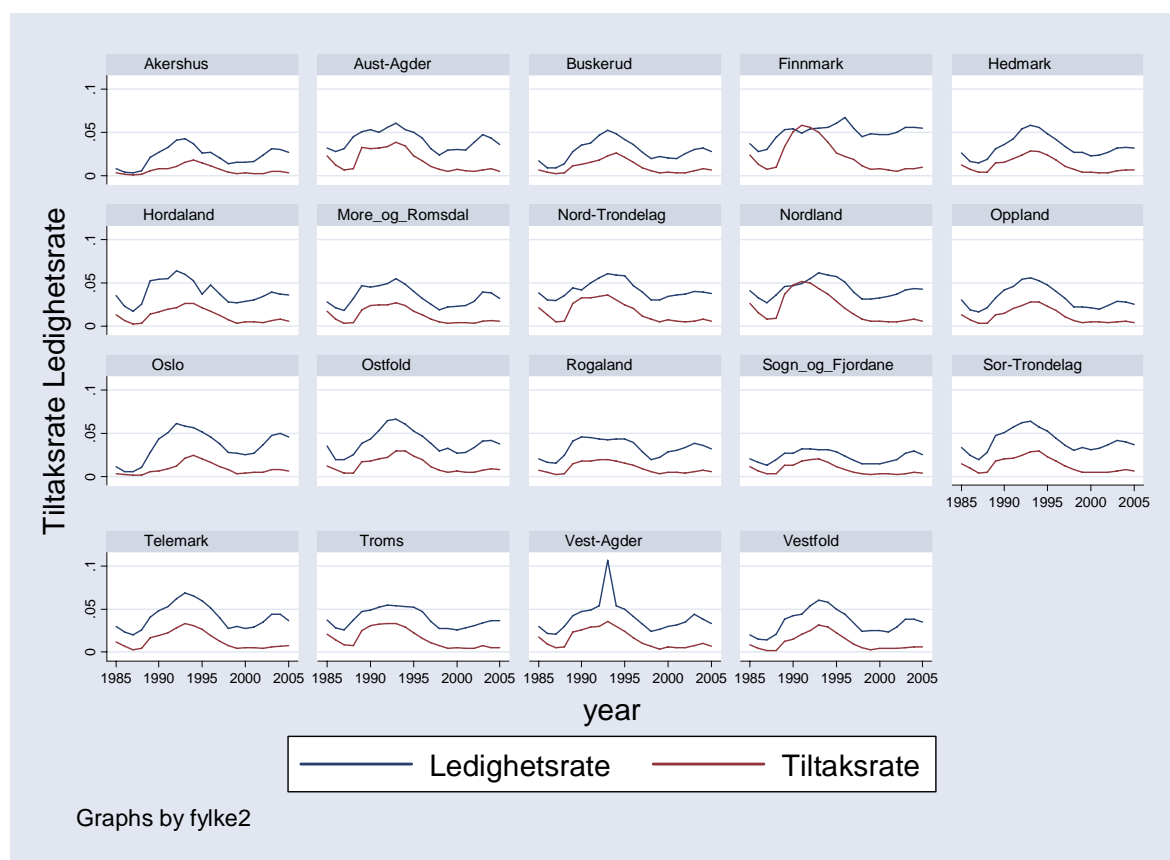
Figur 6



4.3 Fylkesforskjeller

Tegnes åpen ledighetsrate og andelen arbeidsmarkedstiltak i samme figur for fylkene over tidsserien, er det tydelig at de to variablene er prosykliske. Det vil si at variablene har positiv korrelasjon. Det kan se ut som at ledighetsraten "leads", det vil si er ledende i forhold til tiltaksraten i enkelte fylker. Når en variabel er ledende i forhold til en annen, vil den nå sin høyeste verdi på et tidligere tidspunkt enn den andre. Et eksempel er Akershus. Dette er imidlertid ikke en tydelig trend for samtlige fylker.

Figur 7



4.4 Den empirisk Beveridgekurven

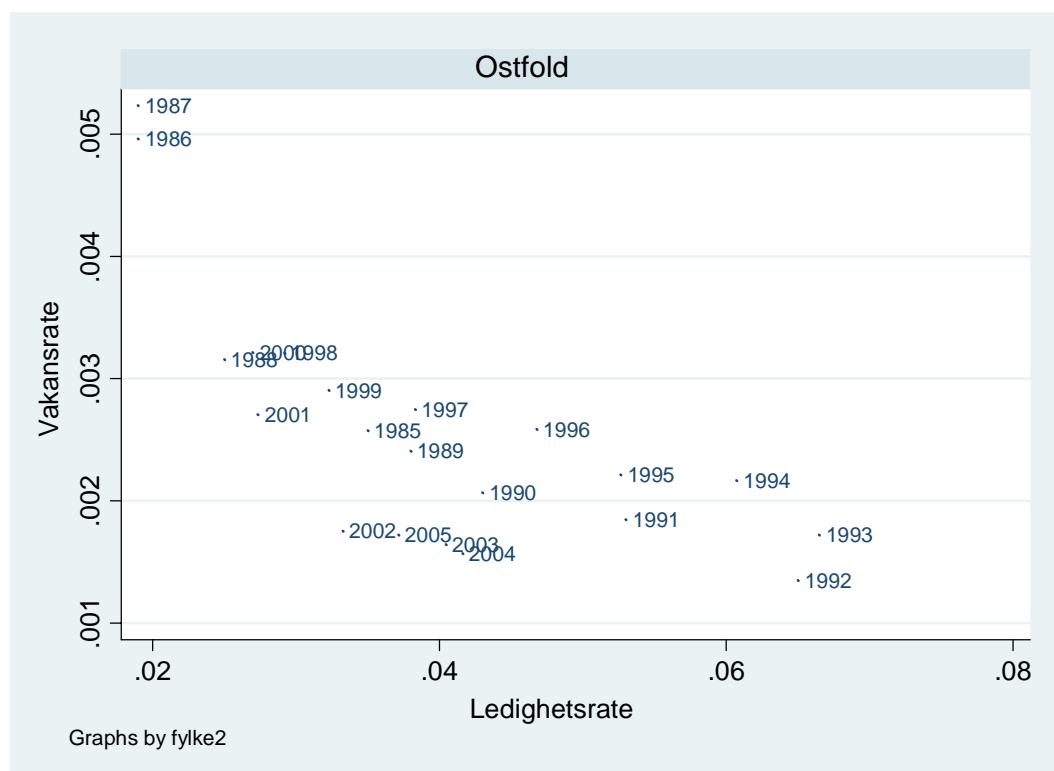
Ved å se hvordan kombinasjonen av vakanserate og åpen ledighet utvikler seg over tid, dannes den empiriske Beveridgekurven. Disse figurene viser empiriske Beveridgekurver for fem utvalgte fylker i Norge fra ulike landsdeler i perioden 1985 –2005. Oslo er det største arbeidsmarkedet, og de fire øvrige sammenliknes derfor med Oslo.

X-aksen måler åpen arbeidsledighetsrate (helt ledige) $\frac{U}{L}$, mens Y-aksen måler vakanserate $\frac{V}{L}$. Merk at enheten på aksene varierer for de ulike fylkene.

Hvis man for to ulike år har samme ledighetsrate men forskjellig vakanserate, kan det tenkes at økonomien skifter til en annen Beveridgekurve. Tilsvarende kan lik vakanserate men forskjellig ledighetsrate for to forskjellige år være et resultat av et skift i Beveridgekurven. En kombinasjon av at begge variablene endrer seg betraktelig fra et år til et annet kan også identifiseres som et skift.

I Østfold kan det se ut til at kurven flytter seg nordvest i diagrammet i 86-87, for så og ligge på den ”samme kurven” frem til 2001. I 2002 ser vi et nytt ”skift” i diagrammet når vakanserate reduseres og ledighetsrate øker. Etter dette samler observasjonene for vakanserate og ledighet sørvest i diagrammet, noe som kan tyde på mer effektiv matching.

Figur 8



Generelt sett kan det sies at Østfold og Oslo har forskjellig utvikling i Beveridgekurven. Mens man i Østfold kan identifisere en kurve, er observasjonene for Oslo mer spredt i diagrammet. Merk at de to aksene har forskjellig måleenhet.

Det er et annet forhold mellom vakanserate og total ledighet i Oslo enn i Østfold. For eksempel ser man at i 1985 er åpen ledighet lavere i Oslo, mens andelen ledige stillinger er nesten den samme i de to fylkene.

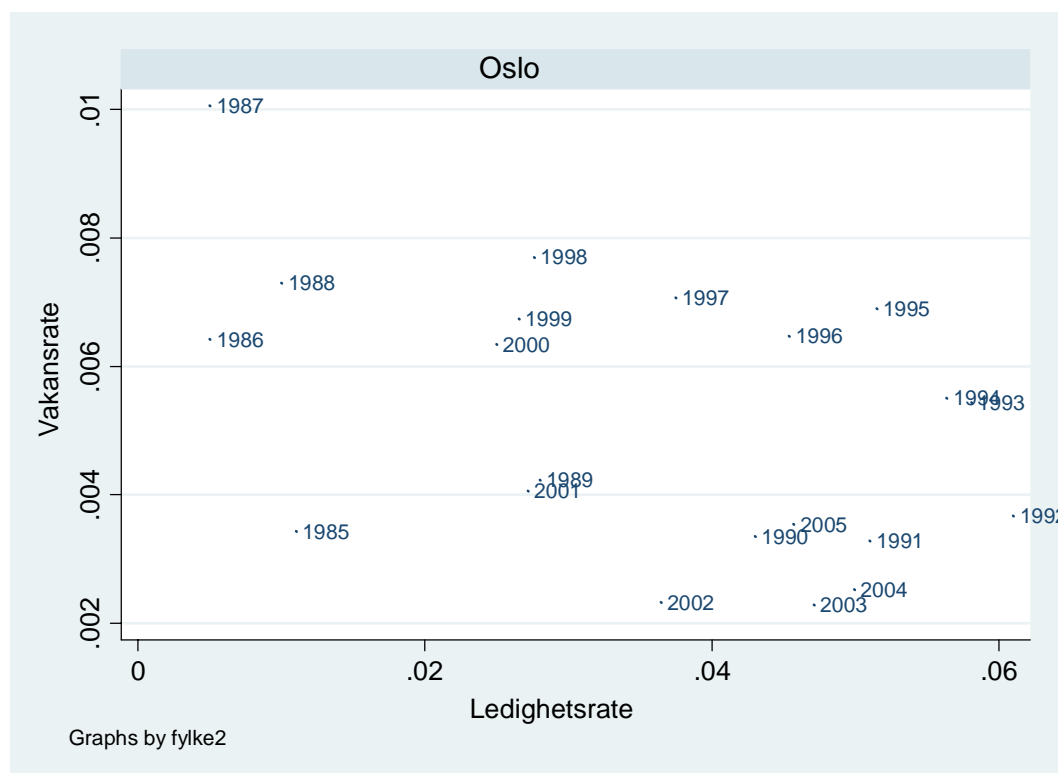
I 1990 ser vi det motsatte: arbeidsledigheten er 4,3% og vakanseraten er 0,34% i Oslo, i Østfold er ledigheten også 4,3% mens vakanseraten er ca 0,21%.

I 1995 er ledigheten i Oslo 5,64%. Ledigheten i Østfold 5,27% dette året. Vakanseraten i Oslo er omtrent 0,55%, mens i Østfold ligger den på ca 0,22%.

I 2000 er arbeidsledigheten i Oslo steget til 2,5%, mens den i Østfold er 2,7%. Vakanseraten i Østfold er 0,32%. Det er imidlertid en høyere andel ledige stillinger i Oslo dette året med en vakanserate i overkant av 0,64%.

I 2005 er ledighetsraten steget til ca 4,57% i Oslo mens vakanseraten har sunket til 0,36%. Vi ser det samme har skjedd i Østfold, men ledigheten er lavere enn i Oslo (3,71%) og vakanseraten er også lavere (0,17%).

Figur 9



Generelt sett kan vi si at vakanseraten er betydelig lavere i årene 1985 til 2005 Vest-Agder enn i Oslo. Året 1993 skiller seg ut med høy arbeidsledighet: 10,61%.

I 1985 lå ledigheten i Vest-Agder på 3%, vakanseraten på 0,18%. Ledigheten var altså høyere og vakanseraten lavere enn i Oslo.

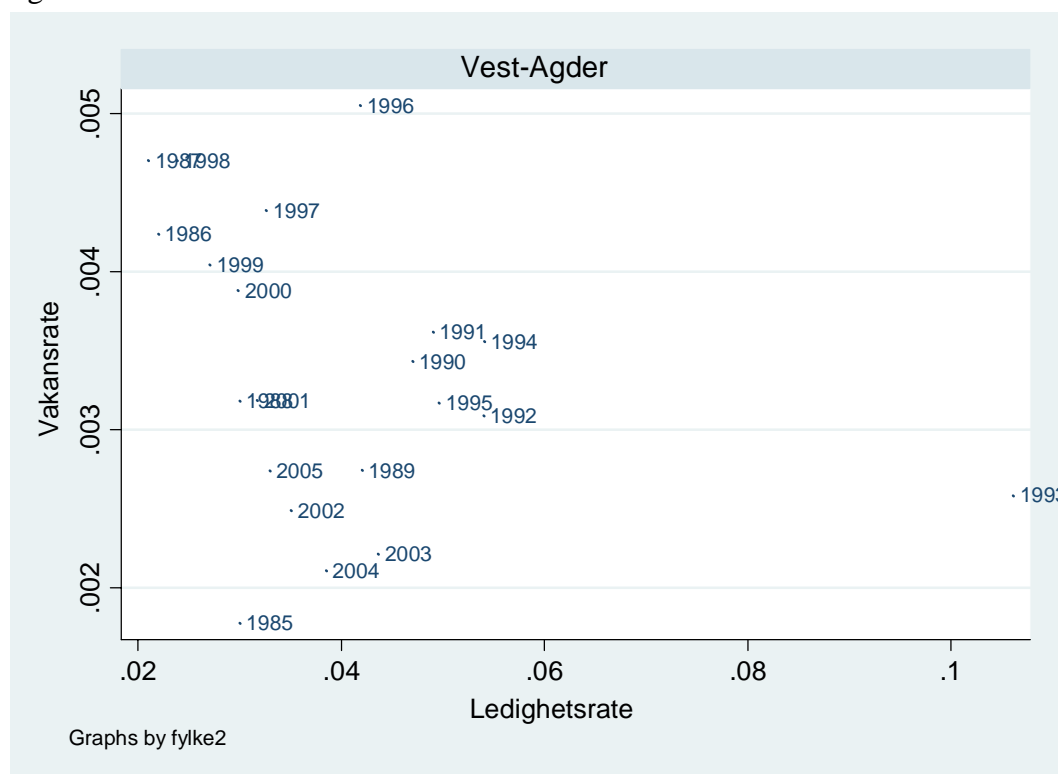
I 1990 ser vi det samme, med ledighet på ca 4,7% og vakanserate på 0,34%.

I 1995 er tilstanden i arbeidsmarkedet nesten det samme som i 1990, ledighet er 4,96% og vakanserate er 0,32%. I Oslo har ledigheten derimot steget til 5,64%, vakanseraten 0,55%

I 2000 har ledigheten sunket i Vest-Agder (2,98%) og det er flere ledige stillinger på markedet (0,39%). Det samme har skjedd i Oslo.

I 2005 er arbeidsledigheten noe høyere (3,3%), mens vakanseraten har sunket til 0,27%. I Oslo har imidlertid ledigheten steget i samme periode, mens vakanseraten har sunket.

Figur 10



Grovt sett ser vi den samme utviklingen også i Møre og Romsdal: observasjonene ligger langt nordvest/sørvest i diagrammet de siste årene på 80-tallet, mens Beveridge-kurven skifter ut til et høyere ledighetsnivå under lavkonjunktoren på begynnelsen av 90-tallet.

I 1985 ligger åpen arbeidsledighet på 2,8% og vakanseraten er i dette året 0,29%.

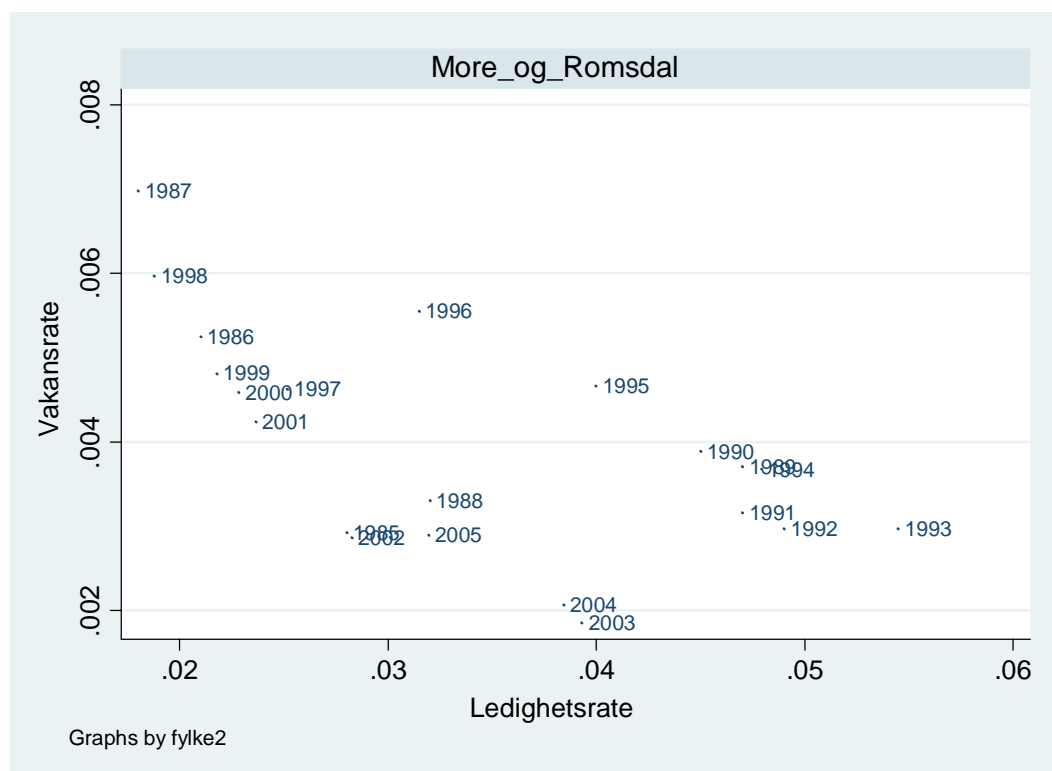
I 1990 lå arbeidsledigheten på 4,5%, mens vakanseraten var 0,39%. Ledigheten var altså lavere enn i Oslo, mens vakanseraten var omtrent den samme.

Etter en periode med noe høyere ledighet i Møre og Romsdal har den sunket i 1995 (4%). Vakanseraten er 0,47%. I Oslo har ledighetsrate og vakanserate steget i samme periode.

I 2000 har arbeidsmarkedet bedret seg. Ledigheten er halvert i Møre og Romsdal har sunket til 2,28%, vakanseraten er 0,46%, altså omtrent det samme som i 1995. Også i Oslo har ledigheten sunket betraktelig, mens vakanseraten har sunket noe.

I 2005 har ledigheten steget og vakanseraten sunket i Oslo. Ledighetsraten i Møre og Romsdal har også steget til 3,19% og det har også vakanseraten (0,87%).

Figur 11



I Finnmark er arbeidsledighetsraten generelt høyere og vakanseraten lavere enn i Oslo.

I 1985 er ledigheten i Finnmark på nærmere 3,7% og vakanseraten er rundt 0,84%. I siste halvdel av 1980 årene befinner arbeidsmarkedet seg på samme Beveridgekurve før observasjonene i 1990-årene skifter østover diagrammet.

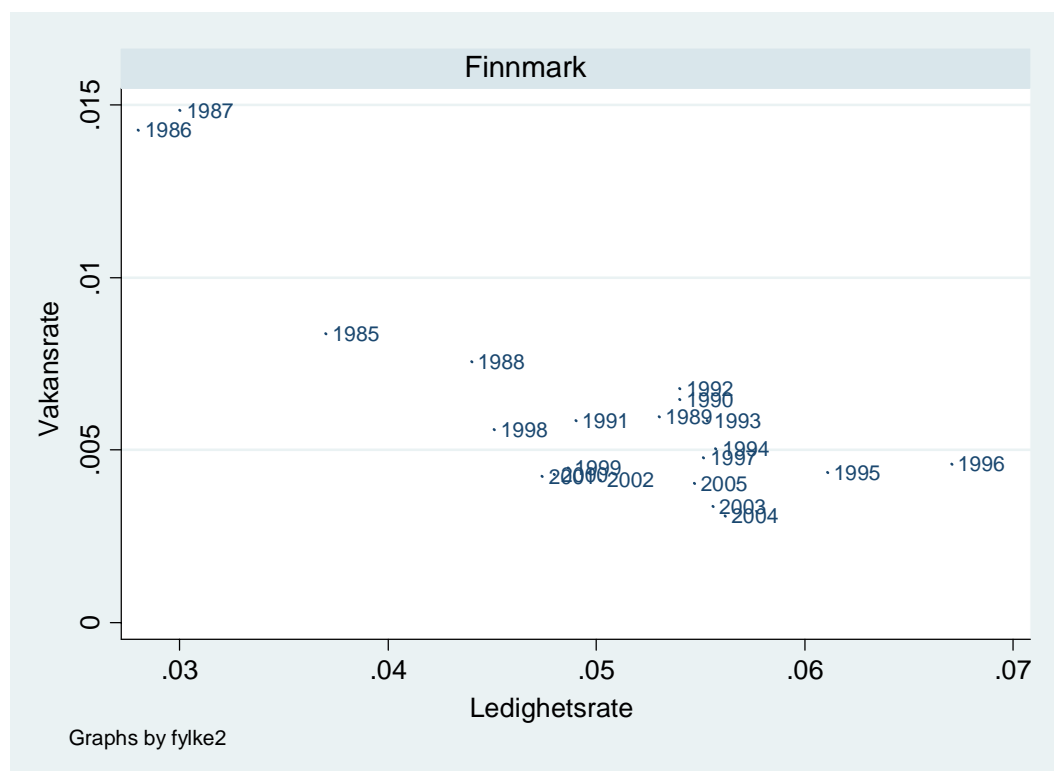
I 1990 er åpen ledighet 5,4% og vakanseraten er 0,65%, og i 1995 er åpen ledighet 6,11% og vakanseraten er 0,44%.

I store deler av 90-tallet samles observasjonene rundt et ledighetsnivå mellom 5% og 7% og en tilsvarende lav vakanserate. I denne perioden er ledigheten noe lavere i Oslo.

I 2000 har vakanseraten steget betraktelig til 0,17%, tilsvarende har arbeidsledigheten sunket (4,80%). I Oslo ligger imidlertid ledigheten på et noe lavere (2,5%) nivå og vakanseraten er 0,64%.

I 2005 har ledigheten i Finnmark steget noe (5,47%) og vakanseraten har sunket (0,40%), og sammenlikner vi med Oslo ser vi at observasjonene endrer seg i samme retning. Nivået til de to variablene er imidlertid forskjellig.

Figur 12



5. Resultater

I dette kapittelet estimeres følgende empiriske spesifikasjon:

$$(16) \quad \ln(u_{it}) = \alpha + \beta_1 \ln(v_{it}) + \beta_2 LMP_{it} + \eta_i + f_i + \varepsilon_{it}$$

Hensikten er å se hva slags effekt tiltak og vakanser rate har på arbeidsledighet i samme periode. LMP er her en generell betegnelse på Labour Market Programs; arbeidsmarkedstiltak. En statisk modell estimeres, og jeg er først og fremst interessert i den kortsiktige effekten av tiltak på arbeidsledighet, men også vakanseratens effekt.

Metodene som benyttes er minste kvadraters metode (OLS) og en første differanse modell (FD) med instrumentering av endogene forklaringsvariabler.

Hvordan valg av modell, forklaringsvariabler, definisjonen av tiltaksvariablen og antall instrumenter påvirker resultatene vil så bli diskutert. Enkelte resultater vil også bli sammenlignet med en av Kåre Johansens spesifikasjoner i artikkelen "Active Labour Market Policy and the Beveridge Curve" (2004).

Til sist vil jeg undersøke effekten på ledighet av å øke tiltaksraten for forskjellige nivåer av tiltaksrate og total arbeidsledighet i økonomien.

Estimering og øvrig analyse er utført i Stata 8.0/Stata 9.0.

5.1 Sammenlikning med Kåre Johansen (2004)

Hensikten med de tre modellene i tabell 2 er å sammenligne resultatene med en av de enkleste spesifikasjonene i Kåre Johansen (2004).

Johansen (2004) måler tiltakene som andel av total ledighet:

$$(17) \quad ANDEL_{imp} = \frac{LMP}{LMP + U}$$

Det samme vil gjøres her for enklere å kunne sammenligne. En enhets økning i tiltak som andel av total ledighet vil si at tiltaksandelen økes med 100%, det vil si en dobling av tiltaksnivå. I de tre første modellene i tabellen er beholdningen vakanser fra Aetat benyttet som forklaringsvariabel som i Johansen (2004). Det er imidlertid sannsynlig at vakanser annonsert i media gir et mer riktig bilde av nivået på ledighet fra og med 1997. Vakansevariabelen i modell 4 er dermed justert for dette¹¹.

¹¹ For mer om den nye vakansevariabelen, se kapittel 3: "Data".

I denne tabellen estimeres en første differanse modell. Dette kontrollerer for faste fylkeseffekter ved at det faste leddet forsvinner/elimineres ved differanseoperasjonen (Kåre Johansen (2004)).

Det er realistisk å tro at de 19 respektive fylkene har spesielle karakteristika som påvirker arbeidsledigheten. For eksempel vil det kanskje være spesielle forhold i arbeidsmarkedet i et tynt befolket fylke som Finnmark som er med på å definere arbeidsledigheten som skiller seg vesentlig fra et tett befolket fylke som Oslo. Ved å bruke en første differanse modell får vi kontrollert for disse effektene, som er individuelle for hvert fylke.

Årsdummies kontrollerer bort årsspesifikke effekter. Da settes et år som referanse. Dummyene for de ulike årene kan sies å være variasjonen fra referanseåret, det vil si de variasjonene som er spesifikke for hvert år.

Tabell 2

Modell	K.Johansen	1	2	3
Ln (V/L)	-0,141 (4,00)	-0,218 (0,268)	-0,080 (0,149)	-0,105 (0,141)
LMP/(LMP+U)	-1,826 (4,51)	-1,381 (1,195)	-1,301* (0,651)	- 1,373* (0,585)
LT-U	1,080 (2,57)			
Årsdummy	Ja	Ja	Ja	Ja
Instrumenter	Lag2,3	Lag2,3	Lag2,3,4	Lag2,3,4
Anderson canon. corr, - p-verdi i parentes		4,269 (0,371)	15,247 (0,055)	21,608 (0,006)
Hansen J.- statistic - p-verdi i parentes	5,70[4] (0,22) [Sargan]	4,647 (0,200)	10,157 (0,180)	8,990 (0,253)
Cragg-Donald		0,80	1,59	1,71
Observasjons- periode	1987-1998	1988-1998	1989-1998	1989-2005

Venstresidevariabel $\ln(U/L)$ – åpen ledighetsrate

Koeffisienter med **fete typer** er signifikante.

* Innen 5-% signifikansnivå

** Innen 10% signifikansnivå

I Kåre Johansens modell er t-verdier i parentes. I de øvrige har koeffisientene standardavvik i parentes.

Merk at i modellen fra Johansen er t-verdier i parentes, mens i de øvrige modellene er standardavvik i parentes.

I 1 og 2 utføres analysen i samme tidsperiode som Kåre Johansen (2004), det vil si til og med 1998. Startåret vil imidlertid variere med instrumentene. Siden instrumentene er laggede utgaver av forklaringsvariabelen selv, vil disse redusere tidsserien. Med lag 3 som instrument vil analysen starte i 1988, mens med lag 4 vil analysen starte i 1989.

Sammenlignet med Kåre Johansens resultater ser jeg at vakanseratens effekt i modell 1 ikke er signifikant forskjellig fra null. Videre er heller ikke tiltaksraten signifikant i denne modellen. Det tyder på at ledige stillinger og tiltaksrate ikke har forklaringskraft. Det er nærliggende å tro at dette er fordi variabelen langtidsledighet (long term unemployment (LT-U)) ikke inkludert som forklaringsvariabel. Dette er den eneste forskjellen mellom KJ og modell 1.

Effekten av differansen til vakanseraten er her -0,218, mens effekten av å øke vakanseraten i Kåre Johansens modell er -0.141. Tiltaksraten har større effekt på ledighet i absoluttverdi. I forhold til Kåre Johansens modell peker koeffisientene i forklaringsvariablene i modell 1 kvalitativt i samme retning, men koeffisientene er altså ikke signifikante og heller ikke like store.

Ved å se på Anderson og Hansen J. kan man få et inntrykk av hvorvidt instrumentene er valide og om modellen er feilspesifisert. Anderson har et signifikansnivå som er for høyt, og det tyder på at instrumentene ikke har tilstrekkelig forklaringskraft. Hansen J.-testobservatoren har akseptabel p-verdi, noe som kan tyde på at man med rette har ekskludert instrumentene fra selve regresjonslikningen. Instrumentene er trolig svake på grunn av lav Cragg-Donald-verdi. Instrumentene er sannsynligvis svake også i Kåre Johansens modell.

I modell 2 utvides instrumentvektoren. 4. lag versjonen av vakanserate og åpen ledighet inkluderes. Det vil si at man antar at vakanserate og åpen ledighetsrate for fire perioder siden forklarer de to endogene høyresidevariablene i dag. For alle perioder benyttes også arbeidsledighetsrate som instrument. Tiltaksraten er nå signifikant, men vakanseraten er heller ikke her signifikant. Effekten av tiltaksraten er noe lavere, og størrelsen på koeffisienten til vakanseraten er også lavere enn i den forrige modellen.

Anderson har en akseptabel p-verdi. Dette kan tyde på at instrumentene har forklaringskraft. Hansen J. har også akseptabel p-verdi, mens Cragg-Donald testobservatoren tyder på at instrumentene er svake.

I modell 3 bruker jeg den korrigerte vakanseraten fra og med 1997 som forklaringsvariabel. Tidsserien utvides med syv år. Heller ikke i denne modellen er

vakanseraten signifikant. Koeffisienten til vakanseraten er imidlertid noe større enn i modell 2. Til tross for at analyseperioden utvides og vakansevariabelen korrigeres, får jeg fortsatt ikke en signifikant effekt av ledige stillinger på venstreside variabelen arbeidsledighet. Punktestimatet er også lavt. Økes vakanseraten med 1 prosent angir punktestimatet at ledigheten avtar med 0,1 prosent. Dette er et lavt anslag. Johansen (2004:10) refererer til at hans estimerer på minus 0,12 -0,14 gir en brattere Beveridgekurve enn det som er angitt i annen litteratur.

Tiltaksraten er fortsatt signifikant, mens absoluttverdien av koeffisienten er noe større. Økes tiltaksandelen med 1 prosentpoeng, så reduseres den åpne ledigheten med 1,3 prosent. Her har man imidlertid ikke tatt hensyn til plasseringseffekten.

Med en p-verdi på 0,006 er Anderson akseptabel, instrumentene oppfyller minimumskravet til gyldige instrumenter. Hansen J. har akseptabel verdi, mens Cragg-Donald angir svake instrumenter.

5.2 Arbeidsmarkedstiltak som andel av arbeidsstyrke

I tabell 3 estimeres en ny spesifikasjon. I den videre analysen kommer jeg til å bruke arbeidsmarkedstiltak som andel av arbeidsstyrken.

$$(18) \quad lmp = \frac{LMP}{L}$$

Årsaken til at jeg nå endrer målenheten, er generelt svake testresultater og dermed svake instrumenter i tabell 2. Parameterestimatet til logaritmen til vakanseraten er som tidligere påpekt lav i forhold til øvrig litteratur.

En annen årsak er at regresjonen da blir ryddigere og at det er enklere å tolke koeffisientene. Arbeidsstyrken (L) er fast (eksogen), og ved å bruke $lmp = \frac{LMP}{L}$ får vi en log lineær modell. Bruk av variabelen tiltak som andel av total ledighet $ANDELLmp = \frac{LMP}{LMP + U}$ vil medføre at vi får den endogene variabelen åpen ledighet U på begge sider av likhetstegnet i regresjonen.

En tredje årsak er at det blir lettere å identifisere plasseringseffekten, det vil si den direkte effekten når arbeidsledighet reduseres ved en økning i tiltaksraten.

Jeg undersøker om dimensjonering av tiltakene har signifikant effekt ved å utvide modellen med kvadratleddet av tiltak

Det benyttes ordinær minste kvadraters metode (OLS) under antakelsen om at alle høyresidevariablene er eksogene. Deretter vektet OLS for å eliminere heteroskedastisitet.

At vakanserate og tiltaksrate er eksogene urealistisk forutsetning. Både tiltak og ledige stillinger vil variere med konjunkturer og politisk styre i et land. Denne spesifikasjonen kan dermed kun ses som et utgangspunkt for videre analyse, og resultatene vil gi en pekepinn på hvorfor forklaringsvariablene må endogeniseres.

Tidsserien varer i 21 år.

Tabell 3

Modell	4	5	6	Veiet 6
Ln (V/L)	-0,361* (0,042)	-0,315* (0,038)	-0,044 (0,043)	0,011 (0,049)
100*(LMP/L)	0,290* (0,015)	0,621* (0,039)	0,995* (0,055)	1,090* (0,064)
[100*(LMP/L)]^2		-0,081* (0,009)	-0,141* (0,010)	-0,169* (0,012)
Årsdummy	Nei	Nei	Ja	Ja
Observasjons- periode	1985-2005	1985-2005	1985-2005	1985-2005

Venstresidevariabel $\ln(U/L)$ – åpen ledighetsrate

Koeffisienter med **fete typer** er signifikante.

* Innen 5-% signifikansnivå

** Innen 10% signifikansnivå

Koeffisientene har standardavvik i parentes.

I modell 4 er forklaringsvariablene vakanserate og arbeidsmarkedstiltak. Koeffisientene er begge signifikante og har lave standardavvik. Her måles tiltakene i prosent, slik at en enhets økning vil si at tiltaksratene økes med en prosent.

En enhets økning i vakanseraten gjør at arbeidsledigheten reduseres med 36,1%. Tiltakene har ikke den kvalitativt forventede effekten. I utgangspunktet vil vi forvente at arbeidsmarkedstiltak reduserer åpen ledighet. Når tiltakene økes med en prosent, økes åpen arbeidsledighet med 29%.

I modell 5 testes hypotesen om at nivået av arbeidsledighetstiltak har effekt. Modellen utvides derfor med kvadratleddet (tiltak som andel av arbeidsstyrke) for å teste hypotesen ”Har nivået av ledige på tiltak signifikant effekt på ledighetsrate?” Kvadratleddet er signifikant.

Ved å inkludere denne forklaringsvariabelen får jeg en modell hvor alle koeffisienter er signifikant forskjellig fra null. Vakanseraten får en noe lavere effekt, mens effekten av tiltaksraten mer enn dobles.

I modell 6 inkluderes årsdummies. Ved å inkludere årsdummies, ser jeg at alle koeffisientene endrer størrelse. Koeffisienten til vakanseraten reduseres til -0,044 og er ikke lenger signifikant. Tiltaksraten har her en sterkere positiv effekt, kvadratleddet har en større effekt i absolutt verdi.

Ut i fra modell 5 og 6 kan det se ut til at i en minste kvadraters metode modell vil nivået av tiltak ha forklaringskraft. Kvadratleddet har negativt fortegn. Det vil si at tiltakene i denne modellen har en positiv men avtakende effekt på åpen ledighetsrate.

I veiet 6 ser vi at resultatene endrer seg noe. Vakanseratens koeffisient endrer fortegn. Tiltaksraten og kvadratleddet får større koeffisienter (absoluttverdi), men disse to variablene er fortsatt signifikante

Generelt sett er det sannsynlig at vi vil ha skjeve estimater i regresjonene i tabell 3. Dette er fordi antakelsen om eksogene forklaringsvariabler er urealistisk. Ledighet, vakanserate og tiltaksrate bestemmes samtidig, og vi sier at variablene er endogene. Når forklaringsvariabler er endogene vil vi få simultanitetsskjevheter i en OLS-modell, noe som gir skjeve og inkonsistente koeffisienter.

5.3 Endogene forklaringsvariabler

I denne tabellen presenteres to forskjellige spesifikasjoner av en førstedifferansemodell med IV-estimering. Tolkningen av koeffisientene blir den samme som tidligere.

Jeg øker bruken av instrumenter, og vekter to modeller for å korrigere for heteroskedastisitet.

Jeg ønsker å undersøke om det å utvide instrumentvektoren gir mer stabile resultater. Som tidligere ønsker jeg å undersøke om dimensjonering av tiltakene har signifikant effekt ved å utvide modellen med kvadratleddet av tiltak.

I alle de seks modellene varer tidsserien til og med 2005, mens startåret endres ettersom hvilke instrumenter jeg benytter.

Tabell 4

Modell	7A	7B	8A	8B	Veiet 8A	Veiet 8B
Ln(V/L)	-0,358** (0,198)	-0,605* (0,224)	-0,373* (0,167)	-0,464* (0,189)	-0,241 (0,159)	-0,358* (0,163)
100*(LMP/L)	-0,110 (0,080)	-0,326 (0,243)	-0,073 (0,069)	-0,160 (0,234)	-0,144* (0,070)	-0,131 (0,202)
[100*(LMP/L)]^2		0,039 (0,0321)		0,020 (0,031)		0,006 (0,027)
Årsdummy	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Instrumenter	Lag2,3	Lag2,3	Lag 2,3,4	Lag2,3,4	Lag2,3,4	Lag2,3,4
Anderson canon, corr, - p-verdi i parentes	14,996 (0,010)	18,760 (0,005)	18,510 (0,018)	21,619 (0,017)	20,856 (0,008)	25,933 (0,004)
Hansen J,- statistic - p-verdi i parentes	3,620 (0,460)	9,583 (0,088)	8,748 (0,271)	10,972 (0,278)	4,493 (0,722)	9,095 (0,429)
Cragg-donald	2,38	2,23	1,95	1,70	2,20	2,05
Observasjons-periode	1988-2005	1988-2005	1989-2005	1989-2005	1989-2005	1989-2005

Venstresidevariabel $\ln(U/L)$ – åpen ledighetsrate

Koeffisenter med **fete typer** er signifikante.

* Innen 5-% signifikansnivå

** Innen 10% signifikansnivå

Koeffisientene har standardavvik i parentes.

I modell 7A har vakanseraten en svakt signifikant effekt. En enhets økning i vakanseraten gir en reduksjon på arbeidsledighet på 35,8%. Tiltaksraten har her ingen signifikant effekt. I modell 7B utvides regresjonen med det kvadrerte kvadratleddet. Vakanseraten er signifikant, og absoluttverdien er større. Som i den foregående regresjonen finner jeg ingen signifikant effekt av tiltakene og kvadratleddet er heller ikke signifikant.

I 7A antyder Anderson at instrumentene har tilstrekkelig forklaringskraft og er gyldige. Hansen J. har akseptabel p-verdi og tyder på at instrumentene med rette er ekskludert fra hovedlikningen.

I 7B har Anderson en lavere p-verdi, så instrumentene har tilstrekkelig forklaringskraft. Hansen J. har svært lav p-verdi, noe som kan tyde på at og at et eller flere av disse skulle vært inkludert i hovedlikningen.

Jeg vil nå forsøke å gjøre det samme men med en utvidet instrumentvektor med lag 4 av de tre endogene variablene i modellen. Modell 8A gir en signifikant effekt av vakanseraten. Effekten er signifikant innen ett fem prosents signifikansnivå, et lavere signifikansnivå enn i modell 7A, og kan betegnes som statistisk signifikant. I størrelse er effekten av vakanseraten nesten den samme i 7A som i 8A. Tiltaksraten har ingen signifikant effekt på arbeidsledighetsraten. Når modellen utvides med kvadratleddet i modell 8B finner jeg ingen signifikant effekt av de to tiltaksvariablene. Vakanseraten er statistisk signifikant, men noe mindre i størrelse sammenlignet med 7B.

Anderson har en p-verdi som er akseptabel i modell 8A og modell 8B. I både 8A og 8B antyder Hansen J. at instrumentene er relevante.

Hvis man antar at det er heteroskedastitet i datamaterialet, kan det være nyttig å veie modell 8A og modell 8B for å eliminere dette problemet. Veiet modell 8A gir en signifikant effekt av tiltaksraten. Derimot oppnås ingen signifikant effekt av vakanseraten. Dette er motsatt av hva vi får i 8A, som er modellen som det er mest nærliggende å sammenligne med. Effekten av vakanseraten er også generelt sett mindre enn i de tidligere modellene. Økes vakanseraten med 1 prosent, så reduseres den åpne ledigheten med 0,24 prosent.

I veiet 8B testes igjen hypotesen om at nivået av arbeidsmarkedstiltakene har effekt på ledighet. Heller ikke her gir resultatene grunnlag for å støtte denne hypotesen. Tiltaksraten har ikke lenger en signifikant effekt på arbeidsledighet og kvadratleddet har heller ingen signifikant effekt på arbeidsledigheten.

Anderson p-verdien er akseptabel i veiet 8A og 8B. Hansen J. har akseptabel p-verdi. Som tidligere i analysen er Cragg-Donald-testobservatoren for lav for alle modellene i tabell 3, og dette angir svake instrumenter.

5.4 Variasjon av tiltaksnivå/totalt ledighetsnivå

I denne tabellen betraktes behandlingseffekten av tiltak på åpen ledighet for forskjellige nivåer av total arbeidsledighet og tiltaksrate. Hensikten er å få et bilde av effekten av tiltak når andelen av befolkningen som er på tiltak endres.

Det er noe spredning i arbeidsledigheten og tiltaksraten. Ved å variere prosentandelen total ledighet i økonomien, får man et inntrykk av den marginale effekten av tiltak ved en høykonjunktur og når det er høyere ledighet i økonomien. Eventuelt får man et inntrykk av den marginale effektens størrelse i fylker med høy ledighet og lav ledighet.

Ved å totaldifferensiere veiet 8A i tabell 3 får vi følgende uttrykk (vakanseraten holdes konstant):

$$(19) \quad \frac{dU}{dLMP} \Big|_v = \beta_1 \frac{U}{L}$$

Tabell 5

		Tiltaksrate			
		1‰	5‰	10‰	15‰
Total ledighetsrate	1%	-0,129	-0,072	--	--
	3%	-0,417	-0,360	-0,288	-0,216
	5%	-0,70	-0,647	-0,575	-0,503
	7%	-0,992	-0,935	-0,863	-0,791

Tabellen er beregnet ved å estimere modell veiet 8A med tiltaksvarianbelen (LMP/L)

Når total ledighet er 1 prosent og opprinnelig tiltaksrate 1 promille, gir en enhets økning i tiltaksraten en reduksjon i ledigheten på 12,9 prosent.

I modellen er total ledighet definert som åpen ledighet i tillegg til de som deltar på arbeidsmarkedstiltak. Økes tiltaksraten med en enhet vil det være forventet at den åpne arbeidsledigheten reduseres tilsvarende som en direkte effekt. Hvis en arbeidsledig person begynner på tiltak, vil antallet helt arbeidsledige personer reduseres med en og dette kalles ”plasseringseffekten”. Hvis tiltakene skal ha en ønsket effekt utover den direkte plasseringseffekten i denne tabellen, må effekten være negativ og høyere enn 1 i absoluttverdi.

For det første ser vi at ingen av effektene i tabellen er lavere enn minus 1. Man kan dermed heller ikke si at tiltak har en effekt utover plasseringseffekten.

For det andre viser tabellen at for en gitt total ledighetsrate vil den gunstige effekten av tiltak avta når andelen av befolkningen som er på tiltak økes. Når total ledighet er 3% vil eksempelvis den marginale effekten av å øke tiltak med en enhet være -0,417 når tiltaksraten er 1 promille. Når tiltaksraten er 15 promille er denne effekten -0,216. Denne avtakende effekten skyldes funksjonsformen.

Ved en tiltaksrate på 5 promille er effekten av å øke tiltak med et prosentpoeng -0,072 når arbeidsmarkedet er stramt og total ledighet er 1%. Er total ledighet 7%, utgjør den samme marginale effekten -0,935. Tiltakene har samme marginale effekt, en effekt som virker større når total ledighetsrate er høyere.

6. Konklusjon

I denne oppgaven undersøkes effekten av aktive arbeidsmarkedstiltak på åpen ledighet på kort sikt. Tallmaterialet som danner bakgrunn for analysen er fylkesvise tall for perioden 1985-2005 fra Aetat. Det er effekter av tiltak rettet mot ordinære, arbeidsføre personer som søker etter arbeid som evalueres. Teoretisk utgangspunkt for analysen er Beveridgekurven som utledes fra matchingfunksjonen. Beveridgekurven spesifiseres empirisk og estimeres.

Fra myndighetenes og beslutningstakernes side vil et mål uten tvil være at arbeidsmarkedstiltak skal redusere arbeidsledighet. I så måte vil dette være en plausibel hypotese, om enn noe positiv.

Alle modellene i tabell 2 angir negativ effekt av tiltak på ledighet. Med unntak av en modell er effekten signifikant forskjellig fra 0. Forklaringsvariablene er endogene og instrumenteres i tabell 2.

Her ble mine resultater sammenlignet en av Kåre Johansens spesifikasjoner fra hans artikkel "Active Labour Market Policy and the Beveridge curve". Ved å bruke en modell og et datasett nært opp til hans, fikk jeg imidlertid ikke de signifikante effektene forskjellige fra 0 som han rapporterer. En årsak til dette kan være svake instrumenter, som Anderson og Cragg-Donald testobservatorene angir. En annen årsak kan være at jeg ikke inkluderer tall for langtidsledighet (LT-U), en variabel jeg mangler tallmateriale for.

Ved å inkludere 4. lag av alle endogene variabler i instrumentvektoren, får jeg imidlertid en signifikant effekt av tiltak. Effekten er noe lavere enn Kåre Johansens. Anderson antyder at instrumentene nå er valide. Instrumentene er fortsatt svake, noe som gjelder generelt for tabell 2.

Videre er analysens utgangspunkt er regresjon med minste kvadraters metode (OLS) med eksogene forklaringsvariabler. Vi ser at effekten av tiltak på åpen ledighet var positiv i de fire OLS-modellene. Dette er fordi vi i realiteten har endogene forklaringsvariabler, og OLS gir da skjeve estimater. Det argumenteres for at forklaringsvariablene er endogene, og steget videre er å instrumentere disse.

I alle modellene i tabell 4 har tiltaksraten negativ effekt på åpen ledighet. I veiet 8A er effekten av tiltakene signifikant forskjellig fra 0.

Jeg finner ikke en signifikant effekt av tiltak på ledighet i modellene 7A-8B. I modell 8A kan forklaringen være at en eller flere av instrumentene skulle vært inkludert som forklaringsvariabel i hovedlikningen.

Vakanseraten har signifikant og negativ effekt i fire spesifikasjoner i tabell 4. Generelt sett er effekten større enn i Kåre Johansen, sannsynligvis fordi jeg benytter en justert vakansevariabel som gir et mer realistisk bilde av nivået ledige stillinger.

I oppgaven har jeg testet en hypotese om andelen av arbeidsstyrken som er på tiltak har effekt på åpen ledighet. Veiet 8B viser at tiltaksnivået ikke har signifikant effekt forskjellig fra 0 på åpen ledighet. Jeg har heller ikke avdekket en signifikant effekt av det kvadrerte tiltaksleddet i de øvrige modellene med endogene forklaringsvariabler, som er de mest realistiske.

Spesifikasjon veiet 8A er videre et utgangspunkt for beregning av marginale effekter i tabell 5. Her beregnes marginal effekt å øke tiltaksraten for forskjellige nivåer av henholdsvis andel av arbeidsstyrke på tiltak og total ledighet.

Som tidligere i analysen tyder effektene i tabell 5 at tiltak reduserer åpen arbeidsledighet. Effekten er ikke større enn eller lik en, som den burde ha vært hvis tiltak skulle hatt en gunstig effekt utover plasseringseffekten. Jeg finner derfor ingen negativ og gunstig effekt på åpen ledighet utover plasseringseffekten. Dette er en effekt som gjør seg gjeldende ved at en person som er helt arbeidsledig blir tiltaksdeltaker og på denne måten "skjules" fra ledighetsstatistikken.

To hovedfunn oppsummerer analysen i denne oppgaven:

- Min analyse viser negativ samvariasjon mellom arbeidsmarkedstiltak og åpen arbeidsledighet. Effekten er negativ i alle spesifikasjoner med endogene forklaringsvariabler, men bare i enkelte tilfeller har tiltakene en signifikant effekt forskjellig fra null. Det kan likevel tyde på at arbeidsmarkedstiltak ikke har den ønskede behandlingseffekten: Å redusere arbeidsledighet. Jeg observerer ingen effekt større enn eller lik plasseringseffekten, som er en direkte negativ effekt på arbeidsledighet når tiltaksandelen øker. Jeg kan med sikkerhet slå fast at tiltakene samlet sett ikke gjør matchingteknologien mindre effektiv. Tiltak har aldri positiv effekt på arbeidsledighet når tiltaksvariabelen er endogenisert.
- I denne analysen finner jeg ikke grunnlag for å si at andelen av arbeidsstyrken som er på tiltak har forklaringskraft på åpen ledighet.

For å kunne si noe om nettoeffekten på sysselsetting er det nødvendig å betrakte alle faktorene i arbeidsmarkedet som tiltakene kan være med å påvirke. Som antydnet i kapittel 2: "Teori"

kan aktive arbeidsmarkedstiltak påvirke en rekke andre forhold i arbeidsmarkedet foruten sysselsettingen.

Resultatene i Kluve et al. (2005) og Calmfors, Forslund og Hemström (2002) kan være med på å forklare hvorfor tiltak i noen spesifikasjoner ikke har signifikant effekt i min analyse. Disse resultatene kan også være med på å forklare hvorfor jeg ikke finner en gunstig effekt på ledighet utover plasseringseffekten.

Kanskje ville man funnet at en type tiltak hadde positiv effekt på ledighet og at en annen type tiltak hadde hatt motsatt effekt hvis disse hadde blitt evaluert hver for seg. Jeg konkluderer med at prisen ved å analysere tiltakene samlet under ett er at man går glipp av et mer nyansert bilde av effektene av forskjellige typer tiltak.

Årsaken til at tiltaksnivået ikke har effekt kan være problemer med organisering av tiltakene når det er en stor og sammensatt gruppe tiltaksdeltakere.

Det påpekes at generelt sett er alle instrumentene i analysen svake, noe som antydes av lav Cragg-Donald testobservator. Til dels har instrumentene ikke tilstrekkelig forklaringskraft som følge av lav p-verdi for Anderson testobservatoren.

For eksempel kan man tenke seg mange faktorer som bedre forklarer tiltaksraten enn tiltaksraten for to, tre eller fire år siden. Ett eksempel er hvor stort fokus myndighetene har på resursbruk på arbeidsmarkedstiltak. På den annen side er det vanskelig å danne en forklaringsvariabel som tallfester myndighetenes prioriteringer. I mangel av bedre instrumenter, har det vært nødvendig å ta til takke med tidligere utgaver av variabelen selv.

For det andre kan en årsak være at vi har et begrenset datasett. I utgangspunktet har vi data for 19 fylker over 21 år noe som gir 399 observasjoner. Instrumenteringen gjør imidlertid at vi mister observasjoner.

Arbeidsmarkedstiltak kan påvirke en rekke andre faktorer enn arbeidsledighet, som er den eneste effekten som undersøkes her. En mer meningsfylt hverdag ved tiltaksdeltakelse er for eksempel ikke modellert.

Modellen er statisk. En naturlig utvidelse av analysen presentert i denne oppgaven kan dermed være å inkludere den laggede variabelen av arbeidsledighet som forklaringsvariabel slik som Johansen (2004) og Dale-Olsen, Røed og Schøne (2006) gjør. Det åpner for mulighet for er treghet i systemet, det vil si at arbeidsledighet i dag forklares av gårsdagens arbeidsledighet.

En annen naturlig utvidelse kan være å undersøke tiltakenes effekt på ulike yrkesgrupper/næringer/kommuner slik som i Dale-Olsen, Røed og Schøne (2006). Også i disse analysene finner de liten gunstig effekt av tiltak utover plasseringseffekten.

Her undersøkes også tiltakseffekter på utstrømningen av arbeidsledighet, med konklusjonen at tiltak har god effekt på innstrømningen i arbeidslivet. Nivåeffekter av tiltak observeres, i den forstand at økt tiltaksnivå gir en positiv men avtakende effekt på utstrømningen fra ledighet til jobb.

Dette reiser et interessant spørsmål for videre forskning: er det de samme menneskene som rotere raskere rundt i systemet, eller strømmer det nye mennesker inn til ledighet/tiltak? Det første tilfellet kan ikke karakteriseres som ønskelig, i det disse menneskene i såfall opplever gjentatte nederlag med tap av jobb. I det andre tilfelle har tiltak en viktig og gunstig effekt. Hvilken av de to årsakene som gjør seg gjeldende må imidlertid avklares av fremtidig forskning.

7. Litteraturliste

- Aetat (2005): Historisk Arbeidsmarkedsstatistikk, Samlet statistikk til og med 2005, Aetat Arbeidsdirektoratet, Analyseavdelingen, <http://www.nav.no/binary/1073747795/file>, lastet ned 06.11.06.
- Biørn, E. (2003): Økonometriske emner 2. utgave, Unipub forlag.
- Cahuc, P., Zylberberg, A. (2004): Labor Economics, The MIT Press, Cambridge, Massachusettes, London England.
- Calmfors, L., Forslund, A., Hemström, M. (2002): Does active labour market policy work? Lessons from the Swedish experiences, Institute of international economic studies, Stockholm University.
- Dale-Olsen, H., Røed, M., Schøne, P. (2006): Analyse av dimensjonering av arbeidsmarkedstiltak for ordinære arbeidssøkere, Arbeids- og inkluderingsdepartementet.
- Johansen, K. (2004): Active Labour Market Policy and the Beveridge Curve, Departement of Economics, Norwegian University of Science and Technology.
- Kluve, J., Card D., Fertig, M., Gora, M., Jacobi L., Jensen, P., Leetmaa R., Nima, L., Patacchini E., Schaffner, S., Schmidt C. M., van der Klaauw, B., Weber, A. (2005): Study on the effectiveness of ALMPs, rapport på oppdrag fra the European Comission, DG Employment, Social Affairs and Equal Opportunities, RWI Essen.
- Petrongolo, B., Pissarides, C. A. (2001): Looking into the Black Box: A Survey of the Matcing Function, Journal of Economic Litterature.
- Rogerson, R., Shimer, R. og Wright, R. (2004): Search-Theoretic Models of the Labor Market: A Survey, Cambridge, National Bureau of Economic Research, Working Paper 10655.
- Raaum, O., Røed, K., Torp, H. (2002): Riktig satsing i arbeidsmarkedspolitikken? Norsk økonomisk tidsskrift, nr 2-2002.
- Stock, J. H., Yogo M. (2002): Testing for weak instruments in linear IV regression, National Bureau of Economic Research, Technical Working Paper 284.
- Torp, H., Barth, E., Magnussen, O. (1994): Arbeidsmarkedsøkonomi, Rogaland Mediesenter.